



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

LIV REUNIÓN ANUAL | NOVIEMBRE DE 2019

Convenio Colectivo, Sindicatos y Dispersión Salarial: Evidencia de Argentina

Lombardo, Carlo
Martínez Correa, Julián

Convenio Colectivo, Sindicatos y Dispersión Salarial: Evidencia de Argentina*

Carlo Lombardo[†]

Julián Martínez-Correa[‡]

Agosto, 2019

Resumen

Este trabajo provee evidencia empírica acerca del efecto de la negociación colectiva y los sindicatos sobre los salarios y su dispersión para asalariados registrados de Argentina. Para ello, aplicamos las metodologías de descomposición y regresión por cuantiles no condicionales en una reciente y novedosa encuesta de hogares. Nuestros resultados muestran que la cobertura por convenio colectivo aumenta principalmente los salarios de los cuantiles inferiores. De esta forma, disminuyen la varianza salarial y otras medidas de desigualdad impactando principalmente en la cola izquierda de la distribución salarial. Adicionalmente, la medida de afiliación sindical también presenta resultados en esta misma dirección.

Abstract

This paper presents empirical evidence of the effect of collective bargaining agreements and unions on wages and wage inequality for formal salaried workers in Argentina. In order to do this, we applied the methodologies of decompositions and unconditional quantile regressions to analyze a recent and novel household survey. Our results show that collective-bargaining-agreement coverage increases wages mainly in the lower quantiles. Thus, it reduces the log wage variance and other inequality measures by impacting in the left tail of the distribution. Additionally, the alternative measure of union affiliation presents results in the same direction.

Códigos JEL: J31, J51, C21, C14.

Palabras Clave: convenio colectivo, sindicatos, brecha salarial, dispersión salarial, descomposición.

1 Introducción

Las instituciones laborales han tenido en la literatura económica un papel secundario a la hora de explicar los determinantes de la desigualdad frente a otros factores tales como el cambio tecnológico sesgado o el comercio internacional. Este hecho se acentúa particularmente en el caso de los países de América Latina.

* Agradecemos especialmente los comentarios y sugerencias de Leonardo Gasparini y Belén Bentivegna. También agradecemos a Javier Alejo, Gabriel Montes Rojas, David Trajtemberg y a los participantes de los seminarios del BCRA, YSI y Jornadas de Econometría. Los errores, omisiones y opiniones son exclusivamente de los autores.

[†]Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) y Universidad Nacional de La Plata (UNLP). E-mail: carlo.ilombardo@gmail.com.

[‡]Universidad Nacional de La Plata (UNLP). E-mail: julian.martinezcorrea@gmail.com.

Al considerar hipótesis alternativas a la de mercados laborales competitivos, las instituciones laborales son factores influyentes en los niveles y la distribución salarial. Específicamente, los resultados del proceso de negociación colectiva caracterizan los efectos de los sindicatos a través de una prima salarial por convenio colectivo.

La estructura de mercado subyacente es importante para interpretar los impactos en los niveles y la distribución salarial de la prima por convenio colectivo negociada por los sindicatos. Según el marco teórico clásico, los sindicatos son vendedores monopolistas de trabajo a las firmas, así reducen el nivel de empleo a cambio de salarios más altos. En este contexto, bajo otras circunstancias las firmas se enfrentarían a condiciones competitivas, por lo que una reducción de estas instituciones laborales mejoraría el bienestar (Rees, 1963). Otro enfoque sostiene que los sindicatos inducen a las firmas a compartir con los trabajadores las rentas provenientes del poder de mercado de productos. Si bien la globalización, el cambio tecnológico y la desregulación pueden haber reducido las rentas disponibles para su redistribución, aún existiría espacio para que los sindicatos cambien el reparto de las rentas restantes entre trabajadores y empresas (Abowd y Lemieux, 1993; Abowd, 1989; Rose, 1987). Así mitigarían potencialmente los aumentos de la desigualdad inducidos por las fuerzas del mercado, aunque este canal tiene implicaciones ambiguas para el bienestar (Farber et al., 2018). En esta misma línea, literatura reciente ha documentado, a nivel firma y establecimiento, primas salariales (Song et al., 2019; Card et al., 2013; Barth et al., 2016), donde los establecimientos sindicalizados gozaban de mayores primas (Hirsch y Müller, 2018). Más aún si, como sugiere la reciente literatura (Manning, 2011; Naidu et al., 2018), los mercados laborales son monopsónicos, entonces la negociación sindical podría elevar los salarios de los trabajadores a su nivel eficiente. Si bien carecemos de los datos para distinguir entre estas interpretaciones de la prima por convenio colectivo, deben tenerse en cuenta a lo largo de esta investigación.

Los sindicatos pueden afectar la dispersión salarial a través de diversos mecanismos y con efectos heterogéneos a lo largo de la distribución salarial condicional y no condicional. La literatura existente, tanto teórica como empírica, ha indagado más en profundidad acerca del efecto del estatus de afiliación sindical y no tanto del canal más específico de los convenios colectivos de trabajo negociados por los sindicatos. En primer lugar, la literatura plantea que los sindicatos reducen la dispersión salarial atenuando la importancia de las características personales en la determinación de los salarios, estandarizándolos dentro de los contratos de negociación colectiva en función de características del puesto de trabajo y la antigüedad (Freeman, 1980). En esta misma línea también pueden reducir los diferenciales salariales entre los extremos de la distribución atenuando los retornos a las habilidades observables e inobservables (como la educación). Un segundo mecanismo citado en la literatura sugiere que dado que los sindicatos son organizaciones de membresía voluntaria y representan las raíces ideológicas de sus miembros, aquellos tenderían a perseguir políticas salariales igualitarias (Boeri y Van Ours, 2013). Por último, los establecimientos con alta proporción de trabajadores afiliados a sindicatos pueden atraer asalariados con habilidades similares debido a la tecnología de producción y al pago estandarizado (Rios-Avila y Hirsch, 2014).

La evidencia empírica encuentra que la brecha promedio condicional entre sindicalizados y no sindicalizados varía en el rango del 10 % al 20 %. En un reciente trabajo, Farber et al. (2018) apoyan esta evidencia hallando que para EE. UU. la prima salarial se mantuvo constante desde mediados de los 30 hasta el presente entre 15 y 20 puntos logarítmicos (a pesar de grandes cambios en la selección y la tasa de afiliación sindical)¹. Las comparaciones a lo largo de la distribución muestran brechas salariales más grandes en el extremo inferior de la distribución consistentes con la hipótesis de compresión salarial (Card, 1996; Card et al., 2004;

¹ Para una revisión de estas estimaciones, ver Lewis (1986) y Blanchflower y Bryson (2004).

DiNardo et al., 1996), es decir los sindicatos conferirían una ventaja a lo que de otro modo serían individuos de bajos ingresos, comprimiendo así la distribución del ingreso. Específicamente en cuanto a la dispersión salarial, Card et al. (2013) señalan que la caída en el estatus de negociación colectiva a nivel firma² parece ser una fuente importante de desigualdad creciente en los salarios en Alemania Occidental en las últimas dos décadas. Por su parte, Frandsen (2012) con un diseño de regresión discontinua estima el efecto causal de la afiliación sindical en la distribución de los ingresos laborales en Estados Unidos. Sus resultados muestran que los sindicatos aumentan los ingresos de la cola inferior de la distribución (en cerca de 30 puntos logarítmicos), con un efecto mucho menor en la cola superior y uno modesto en el promedio (comprimiendo la distribución salarial).

En cuanto a la evidencia empírica para países de bajos y medianos ingresos, esta es limitada debido principalmente a la escasez de información adecuada (Freeman, 2010). Rios-Avila y Hirsch (2014) hallan que existe consistencia entre Bolivia y Chile en las estimaciones de los efectos de los sindicatos sobre los niveles salariales y la dispersión. Estas instituciones reducen la desigualdad salarial en gran medida como resultado de la reducción de la dispersión salarial en el extremo derecho de la distribución. Para Turquía, Yilmaz y San (2017) encuentran evidencia de una brecha por afiliación sindical (mayor para los cuantiles más bajos) y que los sindicatos reducen sistemáticamente la varianza salarial en su periodo de estudio (2004 y 2008).

En la literatura se citan tradicionalmente dos instituciones laborales con capacidad de influir en los niveles y la distribución salarial, los sindicatos y el salario mínimo. En Argentina, esta última institución tiene un impacto casi nulo: influye sólo en el 1.9 % de los trabajadores formales del sector privado, según datos del ex Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social para 2013. Por otro lado, el mercado de trabajo de dicho país se caracteriza por una fuerte presencia sindical a lo largo de la industria con un rol importante en el tejido del entramado social, económico y político nacional. En el periodo reciente, la mayor herramienta de influencia sobre los salarios de los sindicatos fueron los convenios colectivos de trabajo. De hecho, las tasas de sindicalización y de cobertura de las negociaciones son de las más altas de la región (Visser et al., 2015). No obstante, existe casi nula evidencia empírica del impacto de los sindicatos en el salario y la dispersión de los ingresos laborales principalmente por la falta de datos en encuestas nacionales³ (Alvaredo et al., 2018).

Aprovechando una reciente encuesta de hogares de alcance urbano nacional para el año 2014, en este trabajo exploramos el efecto de la cobertura por convenio colectivo de trabajo y de los sindicatos sobre el salario tanto en la media como en distintos cuantiles de la distribución. Asimismo, para aproximarnos al modo en el cual estas instituciones afectan la dispersión salarial, proveemos estimaciones de la brecha entre grupos en la varianza del logaritmo del salario, en diversos ratios intercuantílicos y en otras medidas de desigualdad. Para ello, utilizamos la metodología semi-paramétrica de descomposiciones propuesta por DiNardo et al. (1996). Este método de reponderaciones se caracteriza por su simplicidad y es el sugerido por Fortin et al. (2011)⁴. Asimismo, profundizamos este análisis mediante una descomposición detallada (Firpo et al., 2018) para estudiar la correlación de determinadas covariables relevantes, como la educación, con el efecto de los convenios colectivos y los sindicatos. Finalmente, realizamos regresiones por cuantiles no condicionales para estudiar el efecto de un aumento marginal de la tasa de cobertura en cada cuantil de la distribución salarial no condicional y diversas medidas de desigualdad de la misma (Firpo et al., 2009b). De esta manera, obtenemos

² Esto es, establecimientos que pueden variar entre tres categorías: cubiertos por acuerdo a nivel sectorial, cubiertos por acuerdo específico de la empresa o sin convenio colectivo.

³ La Encuesta Permanente de Hogares, la más importante en Argentina, nunca ha recolectado sistemáticamente información de afiliación sindical.

⁴ Fortin et al. (2011) recientemente proveen una sistemática revisión de los principales métodos de descomposiciones.

una interpretación con un sentido de política pública de nuestros resultados.

Nuestros resultados muestran que la cobertura por negociación colectiva aumenta principalmente los salarios en la parte baja de la distribución (0.13 puntos logarítmicos en los percentiles 10 y 25, en promedio). Mediante este efecto, estas instituciones laborales tienen un impacto igualador disminuyendo el ratio entre el percentil 50 y el 10, entre el cuantil 90 y el 10, el índice de Atkinson (para una función de bienestar con alto grado de aversión por la desigualdad) y la varianza logarítmica. Al considerar la medida alternativa de la afiliación sindical, los resultados apuntan en la misma dirección.

Al estudiar más en profundidad el efecto en cada covariable, hallamos que existe un efecto de penalización salarial por estar cubierto por convenio colectivo para los trabajadores más educados en la cola derecha de la distribución salarial. Esto reduce la desigualdad salarial entre la mediana de la distribución salarial y la cola derecha, reflejándose en una caída del Gini también. La medida de sindicalización arroja resultados similares, aunque menos significativos estadísticamente.

Por último, las regresiones por cuantiles no condicionales sugieren que un aumento marginal en la cobertura por convenio colectivo, *ceteris paribus*, está correlacionada con un aumento en la cola izquierda de la distribución salarial no condicional. Los resultados para la medida de sindicalización son semejantes.

En este trabajo contribuimos a la literatura existente de diversas maneras. En primer lugar, proveemos evidencia novedosa sobre el efecto de la negociación colectiva sobre los salarios y su dispersión en un país en el cual estos acuerdos son uno de los principales mecanismos a través de los cuales operan los sindicatos. De manera que contribuimos al estudio de la principal herramienta de determinación institucional de los salarios, principalmente para los salarios más bajos, en Argentina (como se mencionó, el salario mínimo nacional tiene un impacto muy limitado). Asimismo, replicamos este análisis para la medida de sindicalización, obteniendo resultados similares. Hasta donde sabemos, es el primer trabajo que brinda este tipo de evidencia para Argentina utilizando una encuesta de hogares de alcance urbano nacional⁵ y que permite tener una comparación entre el efecto propio de los convenios colectivos y la afiliación sindical. Asimismo, el trabajo contribuye para tener una visión más general del rol de los sindicatos en América Latina al sumarse a los casos de Chile y Bolivia, analizados por [Rios-Avila y Hirsch \(2014\)](#). Finalmente, echa algo de luz sobre los mecanismos particulares a través de los cuales la negociación colectiva opera sobre la dispersión salarial en Argentina.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 se sintetizan los aspectos fundamentales de las instituciones de negociación laboral en Argentina. En la Sección 3, se exponen datos y estadísticas descriptivas. En la 4ta sección, se presenta la estrategia empírica de descomposiciones y de regresiones por cuantiles no condicionales. En la Sección 5 se muestran los principales resultados para Argentina. Finalmente, en la 6ta sección concluimos.

2 Sindicatos en Argentina

Argentina es un país de fuerte tradición sindical basada en el modelo de Europa Continental con sindicatos centralizados, regulados por el estado, negociaciones por rama de actividad y altas tasas relativas de sindicalización y cobertura. El sistema de relaciones laborales argentino está establecido sobre tres pilares: (i)

⁵ [Trajtemberg \(2009\)](#), en un análisis de descomposición de la varianza, estudia el efecto de la cobertura de convenio pero con una encuesta de trabajadores de empresas y con un alcance geográfico limitado. Sus resultados son coincidentes con los hallados en este trabajo.

unicidad sindical; (ii) centralización de la negociación colectiva por rama de actividad; y (iii) mecanismos de extensión a todos los trabajadores (Trajtemberg, 2009).

El primer pilar refiere a que, si bien no hay límite a la cantidad de sindicatos por rama, solo uno puede tener personería gremial: este tiene la facultad exclusiva de representar los intereses colectivos de los trabajadores de su sector de actividad. Dicha potestad es otorgada por el estado al sindicato más representativo (en base al criterio de que sea el que sume mayor cantidad de afiliados)⁶. En segundo lugar, se incentiva la centralización de las negociaciones colectivas en una negociación por rama de actividad. Esto limita las disparidades que fácilmente surgirían en negociaciones por empresa. Por último, el criterio de extensión de la negociación colectiva hace que los acuerdos sean de cumplimiento obligatorio para todos los trabajadores y todas las empresas dentro del ámbito de representación. Esto implica que los trabajadores que no estén afiliados también gocen de los mismos derechos que los afiliados. Esta particularidad del sistema de relaciones laborales argentino le brinda mayor alcance a los convenios colectivos de trabajo que a la afiliación a un sindicato.

Las características que adquirió la organización sindical y los alcances y limitaciones de sus herramientas son resultado de un proceso histórico determinado por factores tanto económicos como políticos y sociales. Durante el período 1945–1976 se consolidó la organización sindical: la homogeneidad del factor trabajo permitió una mayor cohesión al interior de la organización obrera para enfrentar los conflictos (Trajtemberg, 2009). En este período se dio forma legal a la estructura sindical con las principales características que conservarían las relaciones laborales a partir de ese momento (los pilares arriba mencionados). Años más tarde, se sancionó la Ley de Asociaciones Sindicales en 1988. Esta ley especifica libertades tanto individuales como colectivas, entre las que se encuentran la libertad de afiliación y desafiliación sindical, la posibilidad de negociación colectiva y de hacer huelga. Dicha ley, junto con la Ley de Convenios Colectivos de Trabajo de 1953 dieron forma al sistema de relaciones laborales argentino.

En los años 90, la imposición de ajustes monetarios y fiscales, la apertura económica y las privatizaciones tuvieron en general un carácter unilateral y fue escasa la consulta con las instituciones laborales (Etchemendy, 2011). A su vez, la mayor heterogeneidad de la fuerza de trabajo, sumada al crecimiento de la desocupación, del empleo no registrado y la caída del empleo registrado –por lo menos en la industria– redujeron la incidencia de los sindicatos sobre la economía. Estas condiciones, junto con el congelamiento del salario mínimo, generaron que los sindicatos evitaran negociar en condiciones desventajosas y prefirieran conservar las cláusulas de los convenios colectivos negociados en periodos previos que, por el principio de la ultraactividad⁷, se mantenían vigentes. Esto a su vez impulsaba un aumento de las negociaciones laborales por empresa más que por rama, lo que facilitó prácticas de flexibilidad laboral (Palomino y Trajtemberg, 2006). En suma, si bien durante los noventa no se modificó el marco legal de las relaciones laborales, los cambios en el contexto económico y en las formas de contratación redundaron en la erosión de las instituciones laborales.

Durante los años dos mil, se observó un proceso de revitalización de las principales instituciones laborales (negociación colectiva y salario mínimo). En el año 2004, se volvió a convocar después de once años al Consejo del Empleo, la Productividad y el Salario Mínimo, Vital y Móvil para retomar las discusiones entre trabajadores y empleadores sobre el salario mínimo (Alejo y Casanova, 2016). A partir de dicho año, la negociación colectiva es favorecida por una serie de nuevos factores, entre los que se destacan: (i) la sanción

⁶ Cabe señalar que en Argentina existe legalmente libertad de asociación sindical excepto para las fuerzas armadas y la policía.

⁷ Principio que establece que las disposiciones instituidas en los Convenios Colectivos se mantienen vigentes aún después de vencer el intervalo temporal por el cual se celebró el acuerdo.

de la Ley de Ordenamiento Laboral que otorga supremacía de la negociación de nivel superior sobre la de nivel inferior; (ii) la política de actualización periódica del salario mínimo; y (iii) el considerable crecimiento económico⁸ cuyos frutos podían cosechar los trabajadores formales a través de sus sindicatos conjuntamente con la inauguración de un gobierno que desde 2003 buscó el apoyo de estos (Etchemendy y Berins Collier, 2008). Uno de los principales componentes de la negociación colectiva que caracteriza este período es la renovación periódica por convenio de las escalas salariales, producto del mencionado crecimiento económico sumado a la inflación que lo acompañó (inflación que persistió luego del estancamiento del PBI) (Alejo y Casanova, 2016). El hecho de que el contenido principal de los convenios colectivos de trabajo sea salarial, los convierte en una de las herramientas principales que tienen los sindicatos para operar en los años 2000 y los años 2010: la renovación permanente por convenio de los salarios permite que los sueldos efectivamente pagados por las empresas no difieran en gran medida de los que determinan los acuerdos de negociación colectiva, dejando poco margen para potenciales estrategias empresarias de flexibilización e individualización de los pagos y las relaciones laborales (Palomino y Trajtemberg, 2006).

La cobertura de la negociación colectiva y la sindicalización en el ámbito del sector privado registraron una tendencia creciente en estos años, en contraposición con la tendencia mundial de caída de la tasa de sindicalización y de la cobertura sindical (Visser et al., 2015). Actualmente, Argentina tiene uno de los mayores índices de sindicalización y cobertura de negociación colectiva de la región (Visser et al., 2015).

La otra institución laboral que podría influir en los salarios (y su distribución) de los trabajadores registrados argentinos⁹ es el salario mínimo, operando sobre aquellos asalariados que perciben menores ingresos. Si bien en Argentina existe un salario mínimo nacional, este queda relegado a determinar los salarios de un grupo muy reducido de los trabajadores registrados (trabajadores de bajo nivel educativo, jóvenes en su primer empleo o trabajadores en empresas micro o pequeñas donde no existe o es muy débil la participación sindical)¹⁰. En efecto, el ex Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS) calcula con datos administrativos que para el año 2013, sólo el 1.9% de los trabajadores formales del sector privado (excluyendo el sector primario) percibían remuneraciones similares al salario mínimo (MTEySS, 2013). Esto quiere decir que en el presente trabajo analizamos la principal institución laboral que opera sobre los salarios de los trabajadores en Argentina, convirtiéndose esta en una de las principales contribuciones del presente trabajo.

3 Datos y estadísticas descriptivas

Los datos utilizados en el presente trabajo provienen de la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES), desarrollada por el Programa de Investigación sobre la Sociedad Argentina Contemporánea (PI-SAC)¹¹. Esta encuesta de hogares, llevada a cabo durante el segundo semestre de 2014 y el primer semestre de 2015, no solo recoge información sobre variables demográficas, de ingreso y laborales, sino que incorpora aspectos vinculados a la vulneración de derechos, alimentación y nutrición, acceso al crédito, salud, sindicalización, movilidad social, entre otros. La ENES tiene alcance urbano nacional: contiene información sobre 8,265 hogares y 27,610 individuos en localidades de más de 2,000 habitantes de todas las provincias argentinas y de la Ciudad de Buenos Aires. En el Apéndice B mostramos la precisión de la ENES en la captación de las

⁸ Crecimiento que se contrajo a raíz de la crisis internacional de 2008 y que luego repuntó para estancarse desde 2011.

⁹ Este será el universo de trabajadores considerados en el presente trabajo. Las razones se profundizan en la Sección 3.

¹⁰ En el caso de los trabajadores informales, el salario mínimo parecería funcionar como una referencia para sus salarios (efecto faro) (Khamis, 2013).

¹¹ Iniciativa conjunta entre el ex Ministerio de Ciencia, Tecnología e Innovación Productiva de Argentina, el Consejo de Decanos de Facultades de Ciencias Sociales y Humanas y la Secretaría de Políticas Universitarias del Ministerio de Educación argentino.

principales variables del mercado laboral comparándola con la principal encuesta de hogares de Argentina, la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Como muestra la Tabla B1 no existen diferencias importantes en los promedios entre las variables de la ENES y los valores que arroja la EPH. Así, esta evidencia indicaría que la ENES es representativa del mercado laboral argentino para el periodo en estudio.

Para los propósitos de este trabajo, restringimos la muestra para que esta sea representativa de los trabajadores con posibilidad de estar alcanzados por un convenio colectivo de trabajo. Así, consideramos a los trabajadores asalariados registrados entre 18 y 65 años de edad (excluimos a los patrones, cuenta propia y trabajadores familiares, así como a los trabajadores informales) con horas trabajadas e ingresos positivos¹². Asimismo, siguiendo a la literatura, excluimos a los policías y demás trabajadores de las fuerzas armadas y a los trabajadores agrarios. La muestra final comprende 3,131 individuos¹³.

Como los contratos negociados por los sindicatos se extienden también a los trabajadores no sindicalizados, la medida precisa a considerar es si la relación laboral del trabajador está regulada por los convenios colectivos firmados por los sindicatos (Boeri y Van Ours, 2013). Los trabajadores son clasificados como comprendidos bajo convenio colectivo de trabajo (CCT) si declaran tenerlo entre sus derechos laborales. También consideramos la afiliación sindical (comprendida en la encuesta) que es la medida comúnmente utilizada en la literatura y, a diferencia de la cobertura, es de inmediato conocimiento para el trabajador^{14 15}. Los datos en la encuesta arrojan valores para la tasa de cobertura de convenio colectivo similares a los escasos de fuentes externas. Para diciembre 2013 Visser et al. (2015) basados en registros del ex Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social, presentan una tasa de cobertura de negociación colectiva de 41.3% para los asalariados privados (excluyendo trabajadores agrarios) en establecimientos con al menos 10 empleados. Para este universo, con la ENES se obtiene una tasa del 41.92% (sobre el total de ocupados ambos cálculos arrojan aproximadamente 28.4% de cobertura). Los datos que la OIT reporta actualmente son: para 2014, 51% y para 2015, 52.9%¹⁶, aunque sin referencia al universo considerado. Estos datos son similares al 52.33% de cobertura que obtenemos en el universo considerado en el presente trabajo (Tabla 1). La OIT también reporta una tasa de sindicalización entre los asalariados de 27.7% en 2014 (último dato disponible), mientras la ENES arroja un 25.33%. Por otro lado, la variable de salario se corresponde con el ingreso horario en la ocupación principal para los asalariados.

La Tabla 1 presenta estadísticas descriptivas para los asalariados registrados considerados en el presente trabajo comprendidos por convenio colectivo y los no cubiertos. Las primeras dos columnas de la tabla persiguen el objetivo de mostrar las potenciales diferencias entre los dos grupos señalando la media de cada variable en relación al total de trabajadores de cada columna. Las siguientes dos columnas muestran las diferencias en estas medias y su significatividad estadística.

Los trabajadores protegidos reciben, en promedio, un mayor salario horario (aproximadamente un 13% superior). También observamos que los trabajadores con convenio tienen, en promedio, una mayor edad y una mayor probabilidad de ser jefes de hogar. Asimismo, una mayor proporción de trabajadores protegidos se encuentran en empresas más grandes y tienen una mayor antigüedad. Finalmente, dentro del grupo de

¹² También excluimos a los individuos de la encuesta con ingresos imputados.

¹³ Ya excluye las observaciones cuya probabilidad condicional de tener convenio cae fuera del soporte común (145 observaciones) (Firpo et al., 2018). Ver Sección 4.1.

¹⁴ Los datos de cobertura por convenio colectivo y de afiliación sindical no son comunes en Argentina. La principal encuesta de hogares del país, la EPH no contiene preguntas referidas a estas variables.

¹⁵ En el Apéndice A se detallan las preguntas realizadas por los encuestadores de la ENES. La tasa de no respuesta es muy baja en ambos casos (0,36% y 0,06%, respectivamente).

¹⁶ Datos disponibles en www.ilo.org/ilostat. En la sección de relaciones industriales de la página web se encuentran disponibles los datos de tasa de cobertura por CCT.

trabajadores cubiertos, existe una mayor proporción que trabaja en el sector de transporte y almacenamiento; de servicios financieros, de limpieza y profesionales y en el sector público. Por el contrario es más probable que los no alcanzados por el convenio estén en los sectores de construcción; comercio y alojamiento y de actividades y servicios domésticos.

En la última columna de la Tabla 1, se presenta la tasa de cobertura de los CCT para el universo considerado de trabajadores. La tasa promedio total es de 52.33 %. Aproximadamente la mitad de los trabajadores hombres, jefes de hogar y casados están cubiertos por convenio colectivo de trabajo. Asimismo, los empleados presentes en empresas de mayor tamaño presentan una mayor tasa de cobertura y esta tiene una leve forma de U respecto de la antigüedad (alcanzando su máximo en los individuos con más de 5 años de antigüedad y su mínimo en los individuos de entre 1 y 5 años de antigüedad). Finalmente, los sectores que se encuentran por encima de la tasa de cobertura total promedio son los de la industria manufacturera; transporte y alojamiento; servicios financieros, de limpieza y profesionales; el sector público y otros servicios. Por otro lado, la mayoría de los trabajadores no cubiertos de nuestro universo está caracterizado por asalariados de empresas pequeñas y medianas, con una antigüedad menor a cinco años y en ramas de actividad tales como construcción; comercio y alojamiento; educación, salud y servicios sociales no públicos y actividades y servicios domésticos¹⁷.

En el Apéndice C, la Tabla C1 reproduce la Tabla 1 para la variable de sindicalización. Las diferencias entre sindicalizados y no sindicalizados son muy similares a las que se observan entre trabajadores cubiertos y no cubiertos¹⁸. Respecto a las tasas de afiliación sindical, la tasa de afiliación promedio es de 42.49 %. Luego, la caracterización es muy similar para casi todas las variables a la de la tasa de cobertura por CCT (con una tasa de sindicalización ligeramente menor a las tasas de cobertura en la mayoría de las características mencionadas).

Las diferencias significativas mencionadas entre el grupo de cubiertos (sindicalizados) y no cubiertos (no sindicalizados) sugieren que parte de la brecha salarial y la desigualdad entre grupos (tanto en las medias como en otros puntos de la distribución salarial) podría estar explicada por la selección en puestos o establecimientos cubiertos. Esto podría interferir con la correcta identificación del efecto causal de los convenios colectivos de trabajo y los sindicatos sobre la distribución salarial (como se desarrollará en la Sección 4.1). Sin embargo, creemos que nuestro análisis sigue siendo relevante por tres razones (desarrolladas en mayor profundidad en la Sección 5.2). Primero, la evidencia empírica muestra que la prima salarial sindical continúa siendo significativa aún luego de tener en cuenta la selección (Card, 1996; Lemieux, 1998; Farber et al., 2018). Asimismo, nuestra investigación presenta por primera vez resultados de alcance urbano nacional para Argentina acerca del efecto de los convenios colectivos de trabajo y la afiliación sindical (principales instituciones laborales que influyen en el salario, como se desarrolló en la Sección 2). Finalmente, las estrategias de identificación del efecto causal utilizadas tradicionalmente en la literatura no están exentas de problemas.

¹⁷ En el Apéndice B, la Tabla B2 presenta estadísticas descriptivas de las tasas de cobertura por sector en la muestra de trabajadores analizados. Como era de esperar, encontramos que en casi todos los sectores, las menores tasas de cobertura ocurren en las empresas más chicas (principalmente en la industria manufacturera, construcción, comercio y transporte). Además, en los sectores de construcción y comercio (dos sectores de baja cobertura relativa), la menor tasa se encuentra en los trabajadores con una antigüedad menor a 5 años.

¹⁸ Cabe notar que existen algunas características distintas, principalmente debidas a la significatividad estadística. Los no sindicalizados son, en promedio, ligeramente más educados que los sindicalizados y este último grupo tiene una mayor proporción de hombres. Además de la presencia en el sector público y en transporte, los sindicalizados se encuentran más probablemente en la industria manufacturera y el sector de otros servicios (a diferencia de los cubiertos). Los no sindicalizados se encuentran más probablemente en educación, salud y servicios sociales no públicos (aparte de comercio y servicios domésticos, como también ocurre con los no cubiertos por convenio). Finalmente, el sector de construcción y de servicios financieros, de limpieza y profesionales está balanceado entre sindicalizados y no sindicalizados (a diferencia del caso de los CCT).

Tabla 1: Estadísticas descriptivas

	Sin CCT (I)	Con CCT (II)	Dif. (II) - (I)	p-valor	Tasa de Cobertura del CCT (%)
Salario horario (log)	3.80	3.93	0.13	0.00	-
Años de educación	12.25	12.46	0.21	0.14	-
Edad	38.81	40.49	1.68	0.00	-
Hombre	0.55	0.58	0.02	0.16	53.41
jefe/a de hogar	0.61	0.64	0.03	0.05	53.71
Casado/a	0.43	0.43	0.00	0.96	52.27
<i>Tamaño de firma</i>					
≤ 10 empleados	0.36	0.27	-0.09	0.00	45.06
11 – 25 empleados	0.15	0.15	0.00	0.89	52.61
26 – 49 empleados	0.13	0.15	0.02	0.07	56.29
≥ 50 empleados	0.36	0.43	0.07	0.00	56.47
<i>Antigüedad</i>					
< 1 año	0.09	0.10	0.01	0.31	55.10
1 – 5 años	0.36	0.25	-0.10	0.00	43.94
> 5 años	0.55	0.65	0.09	0.00	56.09
<i>Sector de actividad</i>					
Industria manufacturera	0.14	0.15	0.01	0.39	54.20
Construcción	0.06	0.04	-0.02	0.01	41.30
Comercio y alojamiento	0.18	0.11	-0.07	0.00	40.19
Transporte y almacenamiento	0.07	0.09	0.02	0.06	57.99
Servicios financieros, de limpieza y profesionales	0.08	0.15	0.07	0.00	67.07
Educación, salud y servicios sociales no públicos	0.08	0.08	0.00	0.68	51.04
Actividades y servicios domésticos	0.06	0.02	-0.04	0.00	28.05
Sector público	0.28	0.30	0.02	0.00	57.41
Otros servicios	0.06	0.08	0.01	0.21	56.45
Tasa de cobertura total	-	-	-	-	52.33
Observaciones	1,574	1,557	-	-	-

Fuente. Elaboración propia sobre la base de datos de ENES-PISAC (2014).

Notas. CCT son siglas para Convenio Colectivo de Trabajo. Los sectores de actividad se definen a cuatro dígitos de la Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Socio-demográficas del Mercosur (CAES MERCOSUR Argentina). Las actividades económicas se agrupan en 9 sectores ampliamente definidos, los nombres de cada sector intentan ser autoexplicativos. Sector público está principalmente compuesto por enseñanza, administración pública y salud públicos. Otros servicios está compuesto principalmente por generación, transmisión y distribución de energía eléctrica; extracción de petróleo crudo y gas natural; actividades de juegos de azar; y recolección, tratamiento y eliminación de desechos.

4 Estrategia empírica

4.1 Descomposición Agregada

El efecto de la negociación sindical sobre el salario (en logs) lo medimos como la diferencia en la distribución salarial de los trabajadores comprendidos por convenio y aquella distribución que surgiría si estos mismos asalariados, con sus características, no estuvieran protegidos por el sindicato (contrafactual).

La metodología de descomposiciones econométricas es una herramienta útil para esta estimación. La descomposición de la brecha en un estadístico distributivo entre dos grupos propuesta inicialmente por [Oaxaca \(1973\)](#) y [Blinder \(1973\)](#) tiene un uso ampliamente difundido en la literatura empírica del mercado laboral. Si bien los mencionados autores consideraban el caso de la media, recientemente la literatura en este tema ha avanzado extendiendo el análisis a los diferenciales salariales observados en otros puntos de la distribución (“más allá de la media”).

En este trabajo seguimos la metodología semi-paramétrica de descomposiciones propuesta por [DiNardo et al. \(1996\)](#)¹⁹ y sugerida por [Fortin et al. \(2011\)](#).

Formalmente, denotando con B al grupo de trabajadores regulados por el convenio y A al de no cubiertos; Y a la variable dependiente (logaritmo de salario horario) y X al conjunto de características observables que determinan Y , podemos escribir la función de distribución contrafactual como²⁰ (siguiendo la notación de [Fortin et al. \(2011\)](#)):

$$F_{Y_A^C: X=X|D_B} = \int F_{Y_A|X_A}(y|X) dF_{X_B} \quad (1)$$

Donde D_B es una *dummy* que vale 1 si el individuo pertenece al grupo B, $F_{Y_A|X_A}(y|X)$ es la función de distribución de Y en el grupo A condicional en las características de este grupo y dF_{X_B} (que equivale a $f(X_B)dX_B$) significa que la integración se realiza diferenciando sobre la función de distribución marginal de las características observables del grupo B. La distribución contrafactual refleja cómo las características del grupo B se remunerarían con la estructura de salarios del grupo A. En nuestro caso, refleja la distribución de salarios que los trabajadores abarcados por el convenio colectivo tendrían si sus características fuesen remuneradas como las de los sin convenio. Dicho de otra forma, la distribución que tendrán los trabajadores comprendidos en convenio si no lo estuvieran.

La descomposición de la brecha observada entre los dos grupos para cualquier indicador ν de la distribución (media, cuantil, varianza, etc.) se escribe entonces como:

$$\begin{aligned} \Delta_O^\nu &= [\nu(F_{Y_B|D_B})] - \nu(F_{Y_A|D_A}) \\ &= [\nu(F_{Y_B|D_B}) - \nu(F_{Y_A^C: X=X|D_B})] + [\nu(F_{Y_A^C: X=X|D_B}) - \nu(F_{Y_A|D_A})] \\ &= \Delta_S^\nu + \Delta_X^\nu \end{aligned} \quad (2)$$

Donde Δ_O^ν es la brecha observada por convenio colectivo en el indicador ν , $\nu(F_{Y_B|D_B})$ y $\nu(F_{Y_A|D_A})$ son los indicadores correspondientes a la distribución salarial observada de cubiertos y no cubiertos, y $\nu(F_{Y_A^C: X=X|D_B})$ es el indicador estimado para la distribución contrafactual.

¹⁹ [Fortin et al. \(2011\)](#) y [Firpo et al. \(2018\)](#) extienden este método para una descomposición detallada.

²⁰ La descripción de la metodología la realizamos para la variable de convenio pero es análoga para la variable de afiliación sindical.

Así, Δ_X^ν es el “efecto composición”, el cual mide la porción de la brecha observada atribuible a las diferentes características observadas de los trabajadores pertenecientes a cada uno de los grupos. Por otra parte, Δ_S^ν es el “efecto estructura (salarial)” asociado a la diferencia en el pago condicional al conjunto de características de los trabajadores (diferencia en los “coeficientes” o retornos de estas). En otras palabras, este último provee una medida del efecto de las negociaciones de los sindicatos en los salarios, condicional en las características.

Los dos supuestos necesarios para la identificación de los parámetros de la distribución contrafactual son la hipótesis de independencia condicional²¹ (*ignorability*) y la región de soporte común en las variables explicativas²² (Firpo et al., 2018). Se agrega, además, el supuesto implícito de que el convenio colectivo no tiene efectos indirectos sobre los trabajadores no cubiertos²³. El método semi-paramétrico propuesto por DiNardo et al. (1996) para estimar la distribución contrafactual consiste en obtenerla re-ponderando la distribución observada en cada grupo. Específicamente, la distribución marginal F_{X_A} es reemplazada por F_{X_B} mediante una reponderación de los individuos del grupo A de forma tal que las características observables sean similares a las de B . Esto es, la muestra de los no regulados por convenio se repondera para que se parezcan en cada punto de la distribución a los sí comprendidos. La diferencia entre esta distribución contrafactual y la observada para los de convenio mide el efecto estructura (la única diferencia restante entre los regulados y los no cubiertos reponderados son las remuneraciones a sus características, los coeficientes).

El factor de ponderación $\Psi(X)$ que hace que las características del grupo A sean similares a las de B es $\Psi(X) = \frac{dF_{X_B}(X)}{dF_{X_A}(X)}$, que puede ser re-escrito utilizando la regla de Bayes como: $\Psi(X) = \frac{P(D_B=1|X)/P(D_B=1)}{P(D_B=0|X)/P(D_B=0)}$. En la práctica, esta expresión requiere, en primer lugar, la estimación de un modelo *logit* o *probit* para la probabilidad condicional de pertenecer al grupo B (con la que se obtiene su contraparte)²⁴. Luego, se calcula el factor de ponderación $\hat{\Psi}(X)$ para cada observación del grupo A , tomando las medias muestrales de cada grupo para $\hat{P}(D_B = 1)$ y $\hat{P}(D_B = 0)$. Por último, se obtiene el indicador contrafactual de interés con las observaciones del grupo A reponderadas por $\hat{\Psi}(X)$. El efecto composición es la diferencia entre este indicador $\nu(F_{Y_A^C})$ y $\nu(F_{Y_A})$ mientras que la diferencia entre $\nu(F_{Y_B})$ y $\nu(F_{Y_A^C})$ mide el efecto estructura.

Siguiendo a Rios-Avila y Hirsch (2014), estimamos el efecto de los convenios y la afiliación sindical sobre el salario (en logs) tanto en la media como en distintos cuantiles de la distribución para analizar si estos tienen efectos heterogéneos a lo largo de la distribución salarial en la Sección 5.1. Asimismo, para aproximarnos a cómo aquellos afectan la dispersión salarial, proveemos estimaciones de la brecha entre los grupos en distintos estadísticos distributivos en la Sección 5.2: la varianza del logaritmo del salario, distintos ratios intercuantílicos de la distribución log-salarial, el coeficiente de Gini de la distribución salarial (para que sea comparable con los estadísticos anteriores, se toma la distribución salarial sin logs) y el índice de Atkinson para distintos coeficientes de “aversión a la desigualdad” (misma aclaración que para el coeficiente de Gini). Estas medidas sirven para estudiar cómo los convenios colectivos y los sindicatos afectan la desigualdad y para echar algo de luz sobre los mecanismos a través de los cuales estas instituciones laborales impactan en

²¹ Este supuesto implica que no hay selección en trabajos con convenio una vez condicionado en características observables. En caso de existir, las estimaciones de la descomposición podrían ser inconsistentes o sesgadas, dependiendo del tipo de selección que prevalezca. Este supuesto de exogeneidad condicional del status de cobertura por convenio parecería no cumplirse en nuestra muestra, sin embargo seguimos considerando que el presente trabajo tiene relevancia, como se discute en el apartado 5.2.

²² Este supuesto requiere que exista solapamiento en las características observables entre los cubiertos por convenio colectivo y aquellos que no lo están, es decir que no exista ningún valor de una característica $x \in X$ sólo observado entre individuos de alguno de los grupos: debe existir soporte común en las probabilidades condicionales de pertenecer a ambos grupos.

²³ Sólo se analiza el efecto de los convenios sobre la distribución salarial de los trabajadores cubiertos, dejando de lado los posibles efectos indirectos a los salarios de los trabajadores no cubiertos (por ejemplo, los trabajadores informales).

²⁴ Con el *logit* operativizamos la generación del soporte común excluyendo de la muestra las observaciones cuyo *propensity score* no cae dentro de dicho soporte (DiNardo et al., 1996).

la desigualdad.

4.2 Descomposición Detallada

En esta sección, se explica cómo se dividen aún más el efecto estructura salarial (es decir, el efecto propio de los convenios colectivos) y el efecto composición en la contribución de cada covariable a los mismos. Los datos contienen información sobre varias características individuales del vector X , por lo que es natural preguntarse si una de ellas está “impulsando” el valor del efecto estructura salarial (o del efecto características). Por ejemplo, uno podría preguntarse si la porción de la brecha salarial asociada a los coeficientes entre individuos cubiertos y su contrafáctico se debe principalmente a las diferencias en la distribución de, digamos, los años de educación, la edad o el género, entre otros. Dicha descomposición detallada se puede obtener fácilmente para distintos cuantiles o estadísticos distributivos del logaritmo del salario. Para ello, la extensión natural de la metodología de la sección previa es la propuesta por Fortin et al. (2011) y Firpo et al. (2018) basada en lo que se conoce como regresiones RIF (*recentered influence function*), introducidas por Firpo et al. (2009b). Los métodos de regresiones RIF proveen una forma simple de realizar descomposiciones detalladas para cualquier estadístico distributivo para el cual se pueda computar su función de influencia. Si bien en nuestra investigación empírica nos centraremos en el caso de los cuantiles de la distribución del (log del) salario, la descomposición detallada puede realizarse también para la varianza del logaritmo del salario, el Gini, el Atkinson, entre otros estadísticos distributivos de la variable resultado.

Una regresión RIF es similar a una regresión estándar, excepto que la variable dependiente, Y , se reemplaza por la función de influencia (recentrada) del estadístico de interés. Es decir, los coeficientes de esta regresión indican el efecto parcial de un corrimiento hacia la derecha en la distribución de los regresores sobre cualquier característica distributiva de una variable dependiente Y , medida por el indicador ν (por ejemplo, un cuantil o el Gini). Sea $IF(y; \nu)$, la función de influencia correspondiente al (log del) salario observado Y para el estadístico distributivo de interés $\nu(F_Y)$ ²⁵. La RIF se define como $RIF(Y; \nu) = \nu(F_Y) + IF(y; \nu)$ y se puede entender intuitivamente como una aproximación de primer orden de la contribución general que cada observación tiene en la estimación del estadístico $\nu(F_Y)$. Dado que la $IF(y; \nu)$ tiene la propiedad de tener un valor esperado igual a cero, la RIF satisface la propiedad de que $E[RIF(Y; \nu)] = \nu(F_Y)$. Luego, usando la ley de esperanzas iteradas, es fácil verificar que $E\{E[RIF(Y; \nu)|X]\} = \nu(F_Y)$. En su forma más simple, el enfoque supone que la esperanza condicional de la $RIF(Y; \nu)$ puede modelarse como una función lineal de las variables explicativas²⁶ (Fortin et al., 2011):

$$E[RIF(Y; \nu)|X = x] = X\gamma_\nu \quad (3)$$

De manera que los parámetros γ_ν pueden ser estimados por MCO. En concreto, existirán tres tipos de parámetros a estimar. Por un lado, los dos coeficientes correspondientes a la regresión que utiliza como variable dependiente la RIF para el estadístico distributivo de la distribución log-salarial del grupo A ($\nu(F_{Y_A})$) y del grupo B ($\nu(F_{Y_B})$), ambas condicionales en las covariables: γ_A^ν y γ_B^ν , respectivamente. Y, por otro lado, el

²⁵ La IF mide la sensibilidad del indicador ν a contaminar la función de distribución acumulada en el punto y , es decir, es una métrica de robustez de los indicadores ν a *outliers*. Formalmente, se define como $IF(y; \nu) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{\nu[(1-\varepsilon)F_Y + \varepsilon\delta_y] - \nu(F_Y)}{\varepsilon}$, donde δ_y es una distribución que sólo pone masa en y (un valor particular del soporte de F_Y). Tiene una forma funcional específica para cada indicador. Para más detalles, consultar Firpo et al. (2009b).

²⁶ El supuesto de linealidad en la forma funcional proporciona una interpretación mucho más sencilla de la descomposición detallada y provee una identificación comparable con la descomposición tradicional de Oaxaca-Blinder (Firpo et al., 2018).

parámetro correspondiente a la RIF del estadístico distributivo de la distribución log-salarial contrafactual: γ_C^ν . De esta manera se podrán reescribir el efecto estructura salarial y el efecto características en términos de la contribución de cada covariable a los mismos:

$$\begin{aligned}\Delta_S^\nu &= \sum_{k=1}^K E[X^k | D_B = 1]' (\gamma_{B,k}^\nu - \gamma_{C,k}^\nu) \\ \Delta_X^\nu &= \sum_{k=1}^K (E[X^k | D_B = 1] - E[X^k | D_B = 0]) \gamma_{A,k}^\nu + R^\nu\end{aligned}\tag{4}$$

Donde $R^\nu = E[X | D_B = 1]' (\gamma_C^\nu - \gamma_A^\nu)$ es el error de aproximación que surge por el hecho de estar estimando con una especificación lineal, potencialmente incorrecta, el valor esperado de la RIF condicional en X . La estimación de ambos efectos se realiza siguiendo el procedimiento de [Firpo et al. \(2018\)](#). La estimación de los tres coeficientes de la regresión RIF, para $t = A, B, C$, se computa estimando la RIF de cada observación: $\widehat{RIF}(Y_k, \nu_t)$ (un ejemplo de este procedimiento para los cuantiles no condicionales se puede hallar en la Sección 4.3). El contrafactual $E[RIF(Y_A; \nu_A) | X_B]$ requiere estimar los coeficientes “como si” las X fueran las de B . Para este ajuste del contrafactual se re-pondera la RIF por el ponderador $\Psi(X)$, desarrollado en la Sección 4.1 (reponderación combinada con regresiones RIF)^{27,28}.

La representación discutida en esta sección tiene la ventaja de que permite cuantificar el aporte individual del cambio en cada característica observable dentro del vector X debido a que es tan solo una combinación lineal de parámetros (γ) y características (x) ([Firpo et al., 2018](#)). De esta manera, en la Sección 5.3 estimamos el efecto de los CCT en los coeficientes de la variable de años de educación entre trabajadores protegidos por convenio y aquellos no regulados a lo largo de la distribución salarial.

4.3 Regresión por Cuantiles no Condicionales

[Firpo et al. \(2009b\)](#) muestran que las estimaciones de las regresiones RIF pueden ser usadas para proveer una aproximación de primer orden a una variación grande en la distribución de X en $\nu(F_Y)$ o pueden utilizarse para estimar el efecto de un “cambio pequeño” de la distribución de X en $\nu(F_Y)$, dadas las características del conjunto de los trabajadores. El primer efecto es en el que nos concentramos en las dos subsecciones anteriores ([Firpo et al., 2018](#)), aunque no utilicemos una regresión RIF para realizar la descomposición agregada. La “intervención” del ejercicio de las dos subsecciones precedentes consiste en cambiar la distribución de X de su valor en $D_B = 1$ a su valor en $D_B = 0$, es decir, la descomposición (agregada y detallada) puede ser interpretada como el efecto a lo largo de toda la distribución salarial de quitarle el convenio colectivo al grupo cubierto, condicional en sus características (notar, además, que la intervención es sobre un grupo en particular, el de individuos cubiertos). En la presente subsección nos disponemos a estudiar el segundo efecto mencionado para tener una interpretación más clara de política del potencial impacto distributivo de convenios colectivos y sindicatos sobre el conjunto del universo de trabajadores que consideramos (para

²⁷ El ponderador $\Psi(X)$ que se usa en la estimación del coeficiente de la regresión RIF contrafactual transforma las características de la distribución marginal de Y en características de la distribución contrafactual de Y_A dado $D_B = 1$. Además, es necesaria la estimación de otros dos ponderadores: $\omega_B(D_B) \equiv \frac{D_B}{P(D_B=1)}$ y $\omega_A(D_B) \equiv \frac{1-D_B}{1-P(D_B=1)}$. Estos se utilizan para la estimación de γ_A^ν y γ_B^ν y para la estimación del aporte de cada covariable al efecto estructura salarial y características. Su función es transformar las características de la distribución marginal de Y en características de la distribución condicional de Y_B dado $D_B = 1$ y de Y_A dado $D_B = 0$ ([Firpo et al., 2018](#)).

²⁸ Para las covariables categóricas, los resultados de la descomposición detallada dependen de la elección de la categoría base. Como solución calculamos la descomposición basada en los efectos “normalizados”, es decir, los efectos que se expresan como contrastes de desviación de la gran media ([Yun, 2005](#)).

ampliar la investigación más allá del efecto *del grupo de cubiertos* sobre la distribución salarial). En otras palabras, buscamos computar el efecto marginal sobre la distribución salarial de un aumento infinitesimal en la tasa de cobertura de convenio colectivo (o de la tasa de afiliación sindical).

Así, estudiamos el efecto de un aumento marginal en la cobertura (*ceteris paribus*), dadas las características del conjunto de los trabajadores, sobre la distribución no condicionada (marginal, es decir, en sentido absoluto) del ingreso laboral. Para ello nos valdremos de la metodología de regresión por cuantiles no condicionales (Firpo et al., 2009b). Este análisis de regresión halla el efecto parcial en el cuantil no condicionado que tiene la ventaja de brindar una interpretación de implicancia política más clara (como se mencionará en el párrafo anterior). Nos concentramos en el efecto de un tratamiento o política en el cuantil no condicional (o marginal) de Y (no en el cuantil condicional). Es decir, nos preocupa el efecto de los convenios colectivos de trabajo en el percentil 10 de la distribución salarial (trabajadores con baja remuneración), no el percentil 10 de la distribución del salario residual (dentro del grupo de trabajadores que comparten los mismos valores de las covariables X , es decir, el inusual trabajador con MBA mal pago). Los supuestos de identificación son: (i) condicional en nuestros controles, la cobertura por convenio colectivo no está correlacionada con otros determinantes del ingreso²⁹ y, (ii) la cobertura por convenio afecta sólo los ingresos de aquellos cubiertos (esto es, no existen “efectos secundarios” hacia otros trabajadores)³⁰.

Firpo et al. (2009b) proponen usar una regresión RIF para calcular los cuantiles no condicionales, esto es: $E[RIF(Y; q_\tau)|X] \approx X'\beta_\tau$. Ahora bien, se puede mostrar que $RIF(Y; q_\tau) = q_\tau + \frac{\tau - 1\{Y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} = \frac{1\{Y > q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} + q_\tau - \frac{1-\tau}{f_Y(q_\tau)}$. Renombrando el denominador del primer sumando y los dos componentes de la resta de esta última expresión, obtenemos $RIF(Y; q_\tau) = c_{1\tau}1\{Y > q_\tau\} + c_{2\tau}$. Entonces, tomando esperanzas: $E[RIF(Y; q_\tau)|X] = c_{1\tau}Pr(Y > q_\tau|X) + c_{2\tau}$. Esta configuración nos permite estimar los efectos de tratamiento en cuantiles no condicionales de una manera directa (aunque la bondad de ajuste de la aproximación lineal puede ser mejor o peor en distintas configuraciones).

Las derivadas promedio calculadas utilizando las regresiones RIF producen el efecto parcial de un pequeño desplazamiento de ubicación (*location shift*) en la función de distribución acumulada de las covariables, X , sobre el estadístico distributivo de interés. Firpo et al. (2009b) llaman a este parámetro “efecto parcial no condicionado” (UPE, por sus siglas en inglés)³¹:

$$\alpha(\nu) = \int \frac{dE[RIF(y, \nu)|X = x]}{dx} dF_X(x) \quad (5)$$

Este efecto en el caso especial de los cuantiles se convierte en el Efecto Parcial de Cuantil no Condicional (UQPE, por sus siglas en inglés). Al aproximar las esperanzas condicionales por funciones lineales, los coeficientes de las regresiones RIF indican en qué medida el funcional (por ejemplo, el cuantil) de la distribución de la variable resultado marginal se ve afectado por un cambio infinitesimal hacia la derecha en la distribución de los regresores. Debido a que el parámetro UPE se corresponde con el efecto del cambio infinitesimal en la distribución de los regresores, aproxima bien a los cambios pequeños en esa distribución, pero no necesariamente a los cambios grandes. En nuestro caso se aproxima el efecto en el cuantil cuando la distribución

²⁹ Ya hemos mencionado que es improbable que en nuestra investigación se esté cumpliendo este supuesto. Sin embargo seguimos considerando relevante al análisis que llevamos a cabo por razones que se discutirán en la Sección 5.2.

³⁰ Nuevamente, existe la probabilidad de que los salarios determinados por los sindicatos entre los trabajadores cubiertos por CCT o entre los trabajadores afiliados a sindicatos tengan algún tipo de influencia sobre los salarios de los trabajadores informales, por ejemplo. No obstante esta limitación, consideramos nuestro análisis aún relevante, como se discutirá en la Sección 5.2.

³¹ Suponiendo también que la distribución condicional de Y dada X permanece constante.

conjunta del salario y las características observables es ligeramente perturbada hacia la distribución donde todos gozan de convenio.

Para la implementación de la regresión RIF primero hallamos el valor de Y en el τ -ésimo cuantil, q_τ , y creamos una variable dummy $y_\tau = 1(y > q_\tau)$. Luego regresamos y_τ en $X'\beta_\tau$ y obtenemos $\hat{\beta}_\tau$. Seguidamente, estimamos $f_Y(\hat{q}_\tau)$, es decir, computamos la densidad en el cuantil muestral de la observación y utilizando métodos de kernel. Finalmente, calculamos el UQPE como: $UQPE(\tau) \equiv \alpha(\tau) = \hat{\beta}_\tau / f_Y(\hat{q}_\tau)$. En esta expresión el denominador, $f_Y(\hat{q}_\tau)$, es la pendiente de la función que vincula la distribución acumulada de Y con los valores reales de Y . Por lo tanto, responde a la pregunta de cuánto un movimiento ascendente de 1 punto porcentual en la función de distribución acumulada de Y cambia el valor esperado de Y . A la inversa, $\hat{\beta}_\tau$ responde a la pregunta de cuanto afecta un aumento unitario en X al cuantil esperado de Y en su función de distribución acumulada. Por lo tanto, el ratio de estos dos valores es el efecto de un aumento unitario en X sobre el valor no condicional de Y (Firpo et al. (2009a), Firpo et al. (2018)).

En la Sección 5.5 utilizamos esta metodología para computar a lo largo de 18 cuantiles de la distribución salarial no condicional el efecto de un aumento infinitesimal en la tasa de cobertura de los CCT.

5 Cobertura de la negociación colectiva y afiliación sindical: brechas y dispersión salarial

5.1 Negociación colectiva: Brechas salariales a lo largo de la distribución

Como describimos arriba, para estimar la distribución salarial contrafactual que los trabajadores comprendidos por convenio tendrían si no lo estuvieran es necesario obtener el *propensity score* mediante un modelo *logit* donde la variable dependiente es una variable binaria indicadora del convenio colectivo como derecho laboral del trabajador. Respecto a las variables explicativas, siguiendo a la literatura, consideramos el género, la edad, el estado civil, si el individuo es jefe de hogar, si trabaja en el sector público, los años de educación, tamaño de la empresa, antigüedad, calificación de la tarea (profesional, técnica, operativa, no calificada), región y sector de actividad³².

Con los *propensity score*, los trabajadores sin convenio son re-ponderados para que sus características observables sean similares a las de los regulados por convenio. La Tabla 2 muestra las estadísticas descriptivas de las principales variables con esta muestra reponderada. Encontramos que no existen diferencias significativas en ninguna de ellas entre los trabajadores protegidos por la negociación sindical y la muestra ponderada de los sin convenio. Teniendo en cuenta las diferencias significativas de la Tabla 1, esto genera evidencia en favor de una adecuada distribución contrafactual generada por la estrategia de ponderación.

³² En el Apéndice D mostramos los resultados de la regresión *logit* y la región de soporte común de los *propensity score* tanto para la variable de convenio colectivo como para la de estatus de sindicalización. En la Tabla D1 encontramos que ser hombre, los años de educación y la edad están asociados positivamente a la probabilidad de estar bajo convenio. Por último, el tamaño de la empresa también se asocia positivamente a dicha probabilidad. Además, los resultados de la regresión *logit* para la probabilidad de estar sindicalizado se vuelcan en la Tabla D2.

Tabla 2: Estadísticas descriptivas con la muestra de individuos no cubiertos re-ponderada

	Sin CCT (re-ponderado)		Con CCT	
	Media	Desvío	Media	Desvío
Salario horario (log)	3.90	0.74	3.93	0.67
Años de educación	12.54	4.09	12.46	3.91
Edad	41.61	11.63	40.49	11.81
Hombre	0.59	0.49	0.58	0.49
Jefe/a de hogar	0.65	0.48	0.64	0.48
Casado/a	0.43	0.50	0.43	0.49
<i>Tamaño de firma</i>				
≤ 10 empleados	0.26	0.44	0.27	0.44
11 – 25 empleados	0.16	0.37	0.15	0.36
26 – 49 empleados	0.16	0.36	0.15	0.36
≥ 50 empleados	0.43	0.49	0.43	0.50
<i>Antigüedad</i>				
< 1 año	0.09	0.27	0.10	0.30
1 – 5 años	0.26	0.44	0.25	0.44
> 5 años	0.66	0.47	0.65	0.48
<i>Sector de actividad</i>				
Industria manufacturera	0.15	0.35	0.15	0.35
Construcción	0.05	0.22	0.04	0.19
Comercio y alojamiento	0.11	0.32	0.11	0.31
Transporte y almacenamiento	0.08	0.26	0.09	0.29
Servicios financieros, de limpieza y profesionales	0.14	0.32	0.15	0.36
Educación, salud y servicios sociales no públicos	0.08	0.26	0.08	0.27
Actividades y servicios domésticos	0.02	0.13	0.02	0.14
Sector público	0.30	0.47	0.30	0.46
Otros servicios	0.07	0.26	0.08	0.26
	1,574		1,557	

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de ENES-PISAC(2014).

Notas. CCT son siglas para Convenio Colectivo de Trabajo. El procedimiento para la re-ponderación se desarrolla en la Sección 4.1. Otras covariables se omiten por simplicidad. Los sectores de actividad se definen a cuatro dígitos de la Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Socio-demográficas del Mercosur (CAES MERCOSUR Argentina). Las actividades económicas se agrupan en 9 sectores ampliamente definidos, los nombres de cada sector intentan ser autoexplicativos. Sector público está principalmente compuesto por enseñanza, administración pública y salud públicos. Otros servicios está compuesto principalmente por generación, transmisión y distribución de energía eléctrica; extracción de petróleo crudo y gas natural; actividades de juegos de azar; y recolección, tratamiento y eliminación de desechos.

La distribución contrafactual obtenida por la reponderación nos permite descomponer la brecha salarial observada entre los trabajadores con y sin convenio tanto en la media como en distintos puntos de la distribución. La Tabla 3 muestra esta descomposición en un efecto de la estructura salarial (coeficientes) y en un efecto composición (características). En primer lugar, cabe notar que la brecha total en la media (0.194 puntos logarítmicos) esconde variaciones más allá de esta: al considerar los percentiles, observamos que la brecha total es decreciente al ir del percentil 10 al 90 de la distribución salarial, desde 0.320 a 0.100, respectivamente. Si bien no es el centro del análisis, el efecto composición es siempre positivo y significativo, consistente con lo hallado en la Tabla 1.

Tabla 3: Resultados de la descomposición de la brecha salarial entre trabajadores cubiertos y no cubiertos por convenio colectivo de trabajo

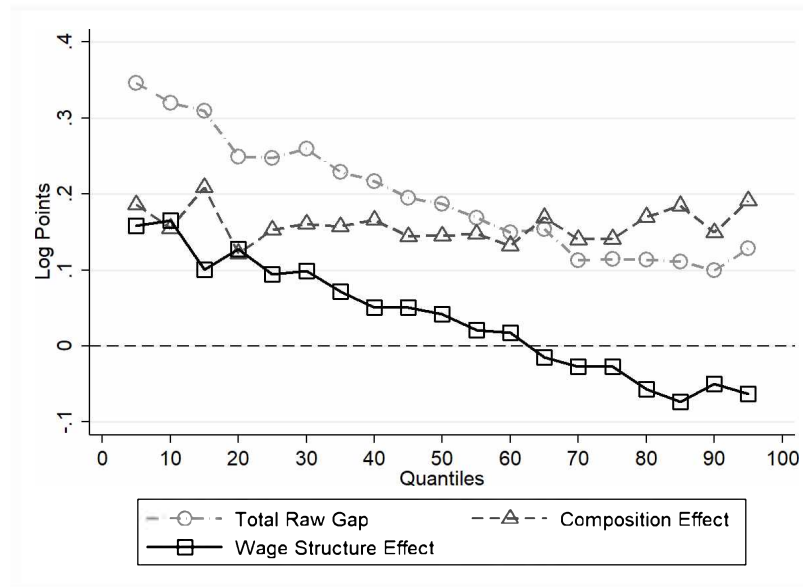
	Media	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
Brecha total	0.194*** (0.025)	0.320*** (0.043)	0.247*** (0.027)	0.187*** (0.022)	0.114*** (0.029)	0.100** (0.048)
Efecto estructura salarial	0.036 (0.025)	0.165*** (0.044)	0.094*** (0.030)	0.042* (0.025)	-0.027 (0.033)	-0.050 (0.051)
Efecto composición	0.158*** (0.020)	0.155*** (0.028)	0.153*** (0.022)	0.145*** (0.023)	0.141*** (0.024)	0.150*** (0.031)

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar entre paréntesis calculados por bootstrap con 500 replicas.

En lo que respecta al efecto propio del convenio colectivo (efecto estructura), no observamos un efecto significativo en la media de la distribución. Sin embargo, el análisis de este efecto en los cuantiles de la distribución salarial revela uno de los principales resultados de este trabajo: el efecto de estar bajo convenio sobre los salarios proviene básicamente de la cola izquierda de la distribución (0.165 puntos logarítmicos en el percentil 10 y 0.094 en el 25)³³. En la Figura 1 se pueden apreciar estos resultados con mayor detalle. La razón de este hallazgo podría estar asociada al incremento de los salarios producto de los mínimos de convenio (los primeros escalafones salariales determinados en los convenios colectivos de trabajo), los cuales benefician principalmente a los trabajadores menos calificados.

³³ Si bien en los percentiles más altos el efecto es incluso negativo, este no es significativo a los niveles usuales.

Figura 1: Descomposición de la brecha salarial por cobertura de convenio colectivo de trabajo: resultados para 18 cuantiles



5.2 Negociación colectiva: Brechas en la dispersión salarial

En la Tabla 3 vimos que la negociación colectiva impacta con mayor intensidad en los salarios de los percentiles más bajos. Esta evidencia sugiere que el convenio puede estar comprimiendo la distribución de los salarios. En efecto, como vimos, los sindicatos pueden reducir la desigualdad salarial entre los trabajadores cubiertos estandarizando los salarios, dado que estos se determinan contractualmente más en función de características del puesto de trabajo (como la calificación de la tarea) y no de características personales (como la educación) (Freeman, 1980).

Para analizar más en detalle este potencial fenómeno, miramos la descomposición de la varianza, de distintos ratios intercuantílicos y de los índices de Gini y Atkinson (para distintos coeficientes de aversión a la desigualdad) del salario (en logs). Los resultados se pueden observar en la Tabla 4. El efecto estructura se corresponde con una reducción de la varianza superior a 0.08 puntos revelando el efecto igualador de la determinación colectiva de salarios. Por otro lado, el análisis del efecto en los ratios intercuantílicos muestra que los convenios reducen el ratio entre el percentil 90 y el 10 y entre los cuantiles 50 y 10 con gran significatividad estadística (este efecto existe además con menor significatividad y menor intensidad entre los cuantiles 90 y 50). Esto quiere decir que el impacto de los convenios colectivos se concentra primordialmente en la cola izquierda de la distribución, lo que es consistente con la hipótesis de compresión salarial mediante el aumento del salario de los menos calificados. En esta misma línea, el índice de Gini³⁴ y los índices de Atkinson para coeficientes de baja aversión por la desigualdad ($\varepsilon = 0,5$ y $\varepsilon = 1$)³⁵ no son significativos; sin embargo el

³⁴ Pondera de igual manera a los individuos en términos su posición relativa en la distribución salarial. Esto quiere decir que no existe un mayor peso para transferencias de ingreso (del tipo Dalton-Pigou y condicional en que no cambien las posiciones relativas en el ranking de la distribución y que se comparen con otra transferencia de igual magnitud absoluta) desde los cuantiles inferiores de la distribución hacia los superiores.

³⁵ Mide el porcentaje del ingreso que los individuos están dispuestos a sacrificar para alcanzar una distribución salarial igualitaria. Para el cálculo se utiliza una función de bienestar CES donde la ponderación que se le asigna a cada individuo de la distribución depende del coeficiente de elasticidad de sustitución, ε . Si este es igual a cero la función es utilitarista, pero a medida que el coeficiente crece la función de bienestar tiende a una rawlsiana (esto es, de mayor aversión a la desigualdad, por lo que hay mayor ponderación a las transferencias ocurridas entre individuos ubicados a los extremos de la distribución).

índice de Atkinson para una alta aversión por la desigualdad (que usa una función de bienestar similar a la de un planificador rawlsiano, de $\varepsilon = 2$, que pondera con un mayor peso transferencias entre individuos a los extremos de la distribución salarial) muestra un efecto igualador estadísticamente significativo de los convenios colectivos. En resumen, los sindicatos, a través de la negociación colectiva, parecen tener un efecto igualador en los salarios.

Tabla 4: Brechas en la desigualdad entre individuos con y sin CCT: resultados de la descomposición

	Varianza	Q5010	Q9050	Q9010	Gini	Atk(.5)	Atk(1)	Atk(2)
Brecha total	-0.079** (0.034)	-0.078*** (0.018)	-0.035*** (0.012)	-0.142*** (0.027)	-0.015 (0.017)	-0.005 (0.013)	-0.017 (0.019)	-0.039* (0.024)
Efecto estructura salarial	-0.083** (0.037)	-0.057*** (0.019)	-0.027* (0.014)	-0.104*** (0.028)	-0.018 (0.019)	-0.006 (0.014)	-0.019 (0.020)	-0.040* (0.025)
Efecto composición	0.005 (0.018)	-0.021* (0.012)	-0.009 (0.009)	-0.037** (0.018)	0.003 (0.008)	0.001 (0.005)	0.002 (0.008)	0.001 (0.011)

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar entre paréntesis calculados por bootstrap con 500 replicas.

Un problema usual de este tipo de descomposiciones *à la* Oaxaca-Blinder es que sus resultados pueden depender del grupo que se elige para crear la distribución contrafactual. Es por ello que realizamos el mismo ejercicio de descomposición pero eligiendo el grupo contrafactual opuesto al elegido en los resultados mostrados. Es decir, generamos la función de distribución contrafactual que refleja la distribución de salarios que los trabajadores no cubiertos tendrían si sus características fuesen remuneradas como las de los trabajadores con convenio colectivo (la distribución que tendrían los trabajadores no cubiertos si lo estuvieran). Una vez computada la distribución salarial contrafactual nueva, generamos las tres brechas para cualquier indicador ν : la brecha total observada (diferencia entre los indicadores ν para la distribución salarial de los trabajadores sin convenio y para la distribución de los trabajadores con convenio), el efecto estructura salarial (diferencia entre los ν para la distribución salarial de los trabajadores sin convenio y para la distribución contrafactual) y el efecto características (diferencia entre los ν para la distribución salarial contrafactual y para la distribución de los trabajadores con convenio).

Los resultados se muestran en la Tabla E1 y la Tabla E2 en el Apéndice E. Estos apuntan hacia la misma dirección que los hallados en nuestra descomposición principal. Por un lado, el efecto del convenio colectivo, reflejado en el efecto estructura salarial en los cuantiles de la Tabla E1 sigue proveniente de la cola izquierda de la distribución, achicando la brecha en los percentiles más bajos entre trabajadores sin convenio y el contrafactual de estos trabajadores remunerados como si lo tuvieran. Además, tomando el ratio intercuantílico 50-10 como ejemplo de las medidas de desigualdad, el valor positivo en el efecto estructura salarial muestra que existe una mayor diferencia en el log del salario entre el percentil 50 y el 10 en la distribución salarial de los trabajadores sin convenio en comparación a la distribución del grupo contrafáctico. Es decir los sin convenio tienen mayor desigualdad salarial (entre esos ratios intercuantílicos) que el grupo contrafáctico (trabajadores sin convenio con remuneraciones a las características de los asalariados con convenio, es decir, “dándoles” convenio colectivo). En resumen, nuestros resultados son robustos al cambio del grupo contrafactual.

Un desafío clave en esta literatura es separar cualquier efecto causal de la cobertura por convenio colec-

tivo³⁶ sobre los salarios de la selección no aleatoria en puestos cubiertos basada en salarios contrafactuales no regulados. Por un lado, si los altos salarios de los trabajadores cubiertos crearan un exceso de demanda por los empleos regulados, entonces los empleadores de ese sector cubierto tendrían la opción de elegir de entre un gran conjunto de trabajadores y la habilidad no observada podría ser mayor en el sector cubierto, sobreestimando la prima por convenio colectivo. Por otro lado, una prima salarial por convenio colectivo más alta para los trabajadores menos calificados sumada a las protecciones sindicales contra despidos podrían atraer de manera diferencial a los trabajadores con menos habilidades y motivación (no observables) (Farber et al., 2018).

Como se mencionó en la Sección 3, por las estadísticas mostradas en la Tabla 1 parecería existir selección en trabajos cubiertos por convenio colectivo y, por lo tanto, no se cumpliría el supuesto de ignorabilidad de la descomposición³⁷. No obstante esta potencial limitación, creemos que nuestro análisis sigue siendo relevante por las siguientes consideraciones.

En primer lugar, existe evidencia de que la prima salarial sindical³⁸ sigue siendo significativa incluso después de tener en cuenta la selección negativa en la parte superior y la selección positiva en la parte inferior de la distribución salarial (Card, 1996)³⁹. Más aún, Lemieux (1998) halla que las estimaciones que tienen en cuenta la selección no aleatoria son, de hecho, bastante cercanas a las estimaciones por MCO de la prima sindical⁴⁰. Sumado a ello, Farber et al. (2018) hallan dos regularidades empíricas que apoyan la hipótesis de que los sindicatos parecerían tener algún rol como reductores de la desigualdad a pesar de los cambios a lo largo del tiempo en el patrón de selección por puestos sindicalizados. Los autores estudian el periodo 1930-actualidad en EE.UU. y encuentran, por un lado, una forma de “U” en la selección por habilidad de los individuos sindicalizados a lo largo de este periodo⁴¹ y, por el otro, observan un patrón constante en la prima por afiliación sindical. Estos dos resultados sugieren que durante el período 1940-1970 los sindicatos confirieron una ventaja sustancial a lo que de otra manera habrían sido hogares de bajos ingresos, comprimiendo así la distribución del ingreso.

Además, nuestra investigación arroja resultados de alcance urbano nacional para un país en desarrollo de fuerte tradición e influencia sindical como lo es Argentina. Sumado a ello, la encuesta con la que contamos nos permite evaluar los efectos no sólo de la afiliación sindical (como es usual en este tipo de literatura), sino también de la cobertura por convenio colectivo. Este último punto es de especial relevancia en un contexto como el argentino donde las relaciones laborales se plasman mayoritariamente en convenios colectivos de trabajo y los resultados de las negociaciones que realizan los sindicatos se extienden al resto de los trabajadores a través de los mismos. Más aún, como ya se ha argumentado más arriba, la institución laboral que analizamos

³⁶ La descripción de este problema de selección la realizamos para la cobertura del convenio colectivo de trabajo, pero vale de igual manera para el status de afiliación sindical.

³⁷ Este supuesto implica que no hay selección en trabajos con cobertura por convenio una vez condicionando en características observables. En caso de existir, las estimaciones de la descomposición podrían ser sesgadas o inconsistentes. Para más información referirse a la sección 4.1.

³⁸ Dado que los sindicatos extienden los resultados de su negociación a los trabajadores a través de los convenios colectivos de trabajo y que el principal contenido de los convenios es salarial para el periodo de estudio en Argentina, el razonamiento se extendería a la prima por convenio.

³⁹ El autor utiliza datos de panel para Estados Unidos que le permiten seguir trabajadores a medida que cambian entre sectores sindicalizados y sectores sin sindicalización.

⁴⁰ El autor realiza un ejercicio similar al de Card (1996) utilizando datos canadienses, con la ventaja adicional de que puede centrarse en los cambios involuntarios en la afiliación sindical.

⁴¹ La educación de los miembros del sindicato en relación a la de los no sindicalizados ha seguido un patrón en forma de “U”, esta evolución es la misma que la de la desigualdad y la inversa de la tasa de afiliación. Es decir, entre 1940-1970 cuando la tasa de afiliación era la más alta, los sindicatos atraían a los trabajadores menos calificados. Hoy, al igual que en la década de 1930, los sindicatos son más pequeños y sus miembros, al menos (un poco) más educados que el resto de la fuerza laboral.

es la principal con capacidad de influencia en los salarios de la cola izquierda de la distribución salarial para los trabajadores registrados (la muestra que estudiamos), puesto que el salario mínimo nacional es casi no operativo para el mencionado grupo de asalariados.

Finalmente, las estrategias de identificación del efecto causal de los sindicatos sobre los salarios parecerían no estar exentas de problemas. Esta literatura explota discontinuidades (a través de la estrategia de regresión discontinua, RD) en los resultados de las elecciones reñidas de representantes sindicales en firmas de EE.UU. (DiNardo y Lee, 2004; Lee y Mas, 2012; Frandsen, 2013). Sin embargo, estas elecciones son garantizadas por una agencia estatal llamada NLRB (*National Labor Relations Board*). Frandsen (2017) revela evidencia de manipulación en elecciones reñidas que están a favor de los empleadores cuando los republicanos controlan la NLRB y a favor de los sindicatos cuando el ente gubernamental tiene mayoría demócrata. Asimismo, estas RD identifican un efecto local de elecciones reñidas que podrían no ser representativas del promedio: los resultados electorales con mayor diferencia pueden estar justamente explicados por mayores ventajas esperadas para los trabajadores (Farber et al., 2018).

5.3 Descomposición detallada: retornos a la educación y su correlación con los convenios colectivos

En las Secciones 5.1 y 5.2 se estimaron los efectos composición y estructura salarial a través de la descomposición de la brecha salarial entre trabajadores cubiertos por convenio colectivo y aquellos no cubiertos (en términos de distintos cuantiles e indicadores de desigualdad). Dichas estimaciones pueden ser exploradas más en profundidad estudiando la contribución de cada covariable a los mismos, como se desarrolló en la Sección 4.2.

En la Figura 2 se muestra cómo varían, a lo largo de la distribución salarial, los coeficientes del efecto estructura salarial para la variable de años de educación⁴². Como señalan Fortin et al. (2011) los efectos estructura salarial en muestras relativamente pequeñas (como la nuestra) generalmente no son estadísticamente significativos, sin embargo obtenemos efectos estadísticamente significativos para la variable de educación alrededor de los cuantiles 75 y 90, a niveles usuales. El gráfico indica que los retornos a la educación son mayores para los trabajadores cubiertos por convenio colectivo en relación a los no cubiertos, alrededor del percentil 25 de la distribución salarial (aunque no de forma estadísticamente significativa). Además, en la cola derecha de la distribución (aquí de forma significativa) los retornos a la educación son negativos para los trabajadores cubiertos en relación a los no regulados, lo que muestra que quienes estén más educados sufrirán una penalización salarial por estar cubiertos en dichos cuantiles salariales, en relación a los trabajadores no regulados⁴³.

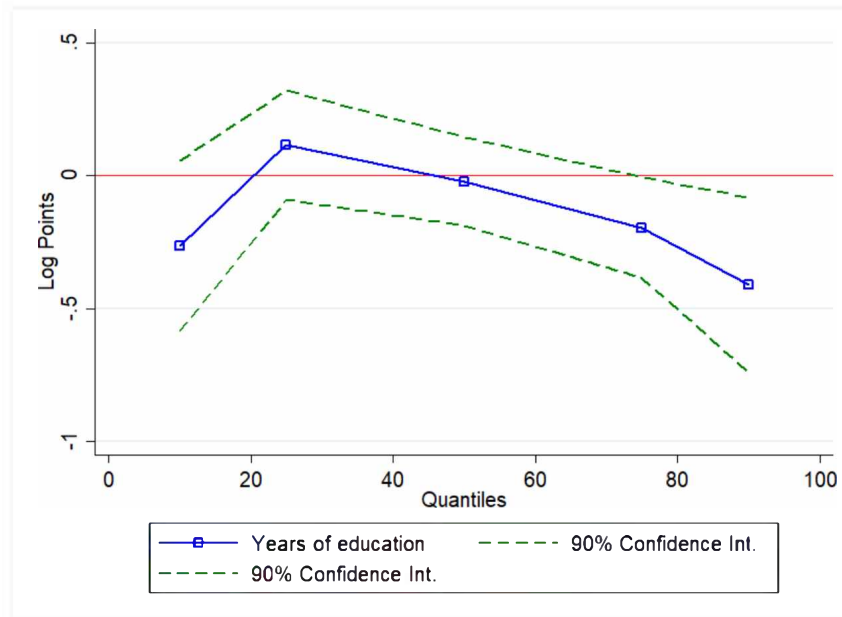
Este patrón para los años de educación está asociado a una reducción de la desigualdad salarial entre el grupo de cubiertos por el convenio y aquellos no regulados por el mismo. En concreto, el efecto mencionado de los retornos a la educación está asociado con una reducción en los diferenciales salariales entre la mediana y la cola derecha de la distribución salarial (se reduce el ratio intercuantílico entre los percentiles 90 y 50 en 0.391 puntos a un nivel de significatividad del 5 % para el efecto estructura salarial de los años de educación, además se reduce el Gini en 0.106 para esta variable de forma significativa). Si bien no de forma estadísticamente

⁴² En el Apéndice F, las Tablas F1 y F2 muestran los resultados de la descomposición detallada para distintos cuantiles y medidas de desigualdad en la variable de convenio colectivo y la de status de sindicalización de las covariables de años de educación, género y edad. Los resultados de otras variables están disponibles vía consulta a los autores.

⁴³ Además, en la media de la distribución salarial las estimaciones muestran que los trabajadores cubiertos por convenio colectivo reciben retornos a la educación menores relativos a los no cubiertos (Tabla F1).

significativa, este efecto podría estar influyendo en los coeficientes negativos del efecto estructura salarial de los cuantiles 75 y 90 de la descomposición agregada. Quizás por el tamaño insuficiente de nuestra muestra es que no podemos encontrar efectos significativos en el resto de las variables de la descomposición detallada que nos permitan estudiar si este efecto en los retornos a la educación se ve compensado por otras variables, generando así la no significatividad del efecto en la descomposición agregada.

Figura 2: Estimaciones puntuales por cuantiles de la distribución salarial del efecto estructura salarial de la descomposición detallada: años de educación



En resumen, en el caso de la educación los convenios colectivos afectan a los individuos de mayores ingresos, reduciendo los salarios de los trabajadores más calificados y, al mismo tiempo, la desigualdad. Este parece ser un resultado estándar en la literatura.

5.4 Regresión por cuantiles no condicionales

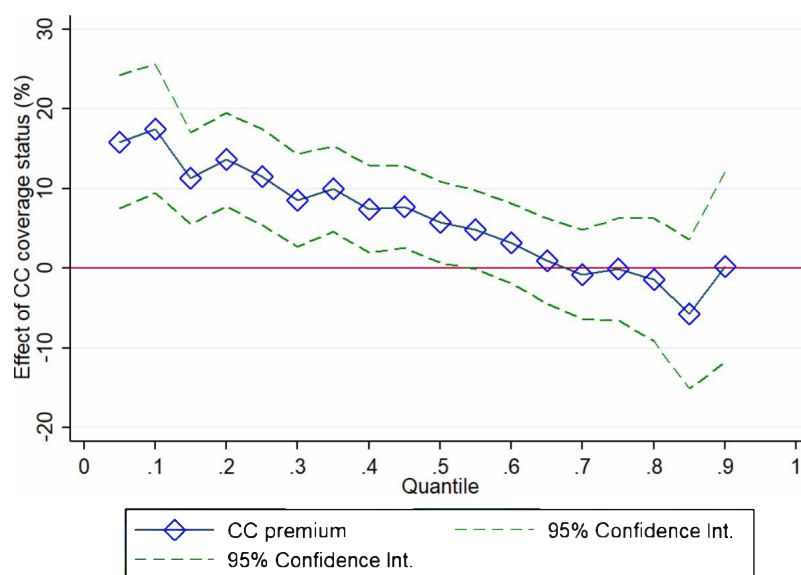
Como se mencionó en la Sección 4.3, para poder estudiar el efecto de un aumento marginal en la cobertura sobre la distribución no condicionada del salario (en logs) del conjunto de los asalariados registrados, dadas sus características, computamos una regresión por cuantiles no condicionales (Firpo et al., 2009b). Estimaciones detalladas para cada uno de los 18 cuantiles no condicionales del 5 al 95 se presentan en la Figura 3.⁴⁴

Como se observa en la figura, un aumento marginal en la proporción de fuerza de trabajo cubierta por convenio colectivo tiene un impacto positivo en los cuantiles (no condicionales) inferiores del ingreso laboral, además este efecto es decreciente a lo largo de su distribución. Concretamente, entre los cuantiles 5 y 35 un aumento marginal de la tasa de cobertura tiene un impacto positivo promedio de 12.6 % en la distribución (no condicionada) del ingreso laboral, *ceteris paribus*. Este efecto luego decrece hasta tornarse no significativo, en

⁴⁴ Para estimar estos coeficientes por cuantil, se corren regresiones RIF con los cuantiles de la distribución log-salarial (no condicional) como variable dependiente y como regresores se incluyeron la variable indicativa de cobertura de convenio colectivo (variable de interés para el análisis), el nivel educativo, la edad, dummies por género, casado, jefatura de hogar, sector público, antigüedad del individuo, su calificación, tamaño de la empresa donde trabaja, región y rama de actividad. Los errores estándar se computan mediante bootstrap con 500 repeticiones. En la figura, Effect of CC coverage status representa el efecto en el log del salario horario del aumento marginal de la tasa de cobertura de convenio colectivo. Además, CC premium representa la prima por convenio colectivo.

términos estadísticos, alrededor de la mediana de la distribución log-salarial. Asimismo, al realizar regresiones RIF con estadísticos distributivos (en lugar de cuantiles de la distribución marginal log-salarial) en la variable dependiente, estas regresiones indican que el efecto de los convenios colectivos es igualador, dejando todo lo demás constante (la varianza del log del salario y los ratios intercuantílicos 50-10 y 90-10 son todos negativos y estadísticamente significativos a valores usuales)⁴⁵. Estos resultados podrían estar arrojando evidencia en favor de la hipótesis de compresión salarial de este tipo de instituciones laborales en Argentina a través de un efecto positivo en la cola izquierda de la distribución salarial.

Figura 3: Coeficientes de la variable de cobertura del convenio colectivo de trabajo en la regresión por cuantiles no condicionales, variable dependiente: salario horario (logs)



5.5 Sindicalización: brechas, dispersión salarial, descomposición detallada y regresión por cuantiles no condicionales

La literatura tradicional se ha enfocado en la afiliación sindical para estudiar el efecto de los sindicatos (a veces por falta de una mejor alternativa (Rios-Avila y Hirsch, 2014)). Asimismo, si bien en Argentina el contenido de la negociación colectiva se aplica tanto a trabajadores afiliados y no afiliados a un sindicato por lo que es correcta esta medida, puede ocurrir que el trabajador no conozca plenamente sus derechos laborales (Trajtemberg, 2009) pero si su afiliación. En esta sección analizamos el impacto de estas instituciones laborales considerando los trabajadores sindicalizados y no sindicalizados.

Las Tablas 5 y 6 muestran las descomposiciones de las brechas salariales y de medidas de dispersión salarial entre trabajadores sindicalizados y no sindicalizados⁴⁶. En términos generales, la evidencia va en línea con la hallada para el caso de la cobertura de convenio. En cuanto a las brechas en los cuantiles, el efecto sindicato también es decreciente de la cola izquierda hacia la derecha de la distribución salarial. A diferencia del caso anterior, el efecto sindicato en la media es significativo (un poco superior a 0.08⁴⁷) y el

⁴⁵ Por cuestiones de espacio no se muestra la tabla con estas estimaciones. Las mismas están a disposición vía consulta a los autores.

⁴⁶ En el caso de sindicalización el número de observaciones que cae en el soporte común es de 3,132.

⁴⁷ Esta estimación del efecto sindicato es ligeramente inferior a las encontradas para Chile y Bolivia por Rios-Avila y Hirsch (2014).

efecto en el percentil 10 es ligeramente inferior.

Tabla 5: Descomposición de la brecha salarial sindicalizados-no sindicalizados

	Media	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
Brecha total	0,142*** (0,023)	0,206*** (0,043)	0,170*** (0,029)	0,108*** (0,027)	0,108*** (0,029)	0,062 (0,047)
Efecto estructura salarial	0,083*** (0,022)	0,136*** (0,042)	0,103*** (0,027)	0,062** (0,028)	0,059* (0,033)	0,011 (0,050)
Efecto composición	0,059*** (0,016)	0,070*** (0,021)	0,067*** (0,020)	0,046** (0,018)	0,049** (0,020)	0,052* (0,027)

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar entre paréntesis calculados por bootstrap con 500 replicas.

Si bien en este caso no encontramos una reducción significativa de la varianza producto del sindicato, sí observamos una disminución tanto en el ratio entre los percentiles 90 y el 10 y entre el 50 y el 10 en magnitudes similares al caso anterior.

En resumen, esta medida de afiliación sindical muestra resultados en el mismo sentido que los de la de cobertura por convenio. Tomados en su conjunto, pueden considerarse como evidencia sobre el efecto igualador de los sindicatos.

Tabla 6: Descomposición medidas de desigualdad salarial sindicalizados-no sindicalizados

	Varianza	Q5010	Q9050	Q9010	Gini	Atk(.5)	Atk(1)	Atk(2)
Brecha total	-0.044 (0.032)	-0.055*** (0.019)	-0.019 (0.013)	-0.093*** (0.028)	0.011 (0.016)	0.013 (0.012)	0.008 (0.017)	-0.023 (0.022)
Efecto estructura salarial	-0.030 (0.034)	-0.039** (0.019)	-0.017 (0.014)	-0.070** (0.029)	0.011 (0.017)	0.013 (0.013)	0.010 (0.019)	-0.014 (0.023)
Efecto composición	-0.013 (0.015)	-0.016* (0.009)	-0.002 (0.007)	-0.022* (0.013)	0.000 (0.007)	0.000 (0.005)	-0.001 (0.007)	-0.009 (0.010)

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar entre paréntesis calculados por bootstrap con 500 replicas.

Respecto a la descomposición detallada, la misma arroja resultados en la misma dirección que la variable de cobertura por convenio colectivo de trabajo, como lo muestran las Tablas F1 y F2. La variable de educación presenta retornos negativos para los sindicalizados (respecto a los no sindicalizados) alrededor de los cuantiles 10 y 90 y presenta un pico alrededor del primer cuartil (con retornos a la educación positivos para los sindicalizados, en relación a los no afiliados). Las diferencias que se presentan con la variable de convenio colectivo son que ninguno de los valores son estadísticamente significativos (a valores usuales) y que los retornos a la educación de los sindicalizados (respecto a quienes no lo están) son positivos alrededor de la mediana y del tercer cuartil. En relación a las medidas de desigualdad parecería existir evidencia que apunta hacia la reducción de la desigualdad entre la cola derecha de la distribución y la mediana, aunque no de forma significativa (tal como ocurría con el caso de los convenios colectivos). Se agrega que los retornos la educación tienen un efecto igualador entre los sindicalizados, según lo indican el Gini y el Atkinson (para $\varepsilon = 0,5$).

Además, es de mencionarse que en Argentina ser hombre está asociado a una reducción desigualdad salarial entre los trabajadores sindicalizados en relación a ser mujer (de forma significativa, a valores usuales), medido por la varianza de los salarios en logs, el gini y el atkinson (para todos los valores de ε considerados). Las estimaciones parecerían indicar que este efecto proviene de que, alrededor de la mediana y el percentil 90, las brechas salariales de género son menores en el sector sindical en Argentina (valores negativos para los coeficientes de la variable *dummy* de hombre, aunque no significativos). Sin embargo, lo opuesto ocurre alrededor de los cuantiles 10, 25 y 75, aunque también de forma no significativa.

Finalmente, la Figura G1 del Apéndice G muestra los coeficientes de la variables de sindicalización de la regresión por cuantiles no condicionales sobre la RIF condicional de los cuantiles de la distribución log-salarial. Los resultados apuntan en la misma dirección que los de la variable de cobertura por convenio colectivo: un efecto positivo de un aumento marginal de la densidad sindical, *ceteris paribus*, sobre la distribución salarial no condicional en su cola izquierda. Efecto que, al igual que lo que ocurría con los convenios colectivos, es heterogéneo a lo largo de la distribución marginal log-salarial: es decreciente yendo desde los cuantiles más bajos hacia los más altos hasta tornarse no estadísticamente significativo alrededor de la mediana. Es de destacar que, a diferencia de lo que ocurría con los convenios colectivos de trabajo, parecería existir algún efecto positivo alrededor del percentil 70 de la distribución.

En conclusión, el análisis llevado a cabo es robusto al cambio de variable que se elija para medir la influencia de los sindicatos sobre el salario de la fuerza de trabajo.

6 Reflexiones finales

La novedosa base de microdatos a nivel individual de la ENES nos permitió estudiar el efecto de los sindicatos, a través de la negociación colectiva, sobre los salarios y su dispersión para Argentina. Nuestros resultados mostraron que la cobertura por convenio colectivo aumenta los salarios principalmente en la parte baja de la distribución (en promedio, 0.13 puntos logarítmicos entre los cuantiles 10 y 25). A través de este canal, la determinación colectiva de los salarios tiene un efecto igualador disminuyendo la varianza, los ratios intercuantílicos estudiados y el Atkinson (con mayor aversión a la desigualdad). Los resultados fueron en la misma dirección al utilizar en la descomposición la medida de afiliación sindical.

El trabajo contribuye a la evidencia regional de Chile y Bolivia analizada por [Rios-Avila y Hirsch \(2014\)](#): los efectos sobre las brechas y la varianza del salario en Argentina son muy similares a los de los países vecinos. Sin embargo, mientras que en aquellos países el efecto sindicato es homogéneo en todos los percentiles pero nulo en el 90, en nuestro caso el efecto igualador se da en toda la distribución (el efecto es decreciente en los cuantiles). Más aún, nuestra descomposición detallada muestra que parte del efecto podría provenir de retornos a la educación negativos para individuos cubiertos en la cola derecha de la distribución log-salarial. De esta manera, nuestros resultados sugieren que uno de los principales canales que puede estar operando en Argentina en la disminución de la desigualdad producto de los convenios es el aumento de los salarios de los no calificados de la cola izquierda de la distribución (mínimos de convenio) y la disminución de la variabilidad en el pago a trabajadores calificados en la cola derecha. En resumen, en el universo considerado, encontramos que el fortalecimiento de instituciones laborales como la negociación colectiva parece tener un rol central en la disminución de la desigualdad salarial.

Para poder estudiar este hecho en mayor profundidad presentamos las regresiones por cuantiles no condicionales para 18 percentiles de ingreso laboral que muestran que un aumento marginal en la cobertura

por convenio o un aumento marginal en la densidad de sindicalización tienen un efecto positivo en la cola izquierda de la distribución log-salarial, *ceteris paribus*.

Sin embargo, el trabajo no está exento de limitaciones. En primer lugar, el enfoque es de equilibrio parcial por lo que no se contemplan efectos de segundo orden que pudieran existir. En esta línea, no se consideran posibles efectos de los sindicatos y el convenio colectivo sobre los trabajadores informales o el empleo agregado⁴⁸. Asimismo, los resultados tienen que leerse con precaución, pues siempre cabe la posibilidad de que existan diferencias no observadas entre los dos grupos (que a su vez pueden variar a lo largo de la distribución). Finalmente, una de las limitaciones de nuestro estudio sigue siendo la dificultad de medir sin error la cobertura de los CCT o el estatus de afiliación sindical dado que las respuestas a estas preguntas son auto-reportadas. Sin embargo, creemos que este documento es un primer paso para abordar el impacto de las relaciones laborales predominantes en Argentina y fomentará la investigación futura (así como, esperamos, mejores medidas).

Si bien las descomposiciones son útiles para cuantificar la contribución de varios factores a una diferencia o cambio en los resultados en un sentido contable, no necesariamente pueden profundizar nuestra comprensión de los mecanismos subyacentes a la relación entre los factores y los resultados. En ese sentido, los métodos de descomposición, al igual que los métodos de evaluación de programas, no buscan recuperar relaciones conductuales o parámetros estructurales “profundos”. Sin embargo, al indicar qué factores son cuantitativamente importantes y cuáles no, las descomposiciones proporcionan indicaciones útiles de hipótesis o explicaciones particulares que se explorarán con más detalle. Este trabajo provee una cuantificación de la potencial importancia de los convenios colectivos y los sindicatos a lo largo de la distribución salarial y para distintos estadísticos distributivos. Esta evidencia empírica es un aporte a la importancia que podrían tener estas instituciones laborales sobre el salario de los asalariados registrados.

Como línea de trabajo a futuro, estamos avanzando en conocer el impacto diferencial por género de las instituciones laborales.

⁴⁸ [Khamis \(2013\)](#), para Argentina, encuentra que el salario mínimo aumenta los salarios del sector informal. [Magruder \(2012\)](#) halla que en Sudáfrica la negociación colectiva afecta negativamente el empleo, principalmente el de empresas pequeñas.

Referencias

- Abowd, J. A. y Lemieux, T. (1993). The effects of product market competition on collective bargaining agreements: The case of foreign competition in canada. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(4):983–1014.
- Abowd, J. M. (1989). The effect of wage bargains on the stock market value of the firm. *The American Economic Review*, pages 774–800.
- Alejo, J. y Casanova, L. (2016). Negociación colectiva y cambios distributivos en los ingresos laborales en argentina. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, 15.
- Alvaredo, F., Cruces, G., y Gasparini, L. (2018). A short episodic history of income distribution in argentina. *Latin American Economic Review*, 27(1):7.
- Barth, E., Bryson, A., Davis, J. C., y Freeman, R. (2016). It’s where you work: Increases in the dispersion of earnings across establishments and individuals in the united states. *Journal of Labor Economics*, 34(S2):S67–S97.
- Blanchflower, D. G. y Bryson, A. (2004). What effect do unions have on wages now and would freeman and medoff be surprised? *Journal of Labor Research*, 25(3):383–414.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, pages 436–455.
- Boeri, T. y Van Ours, J. (2013). *The economics of imperfect labor markets*. Princeton University Press.
- Card, D. (1996). The effect of unions on the structure of wages: A longitudinal analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 957–979.
- Card, D., Heining, J., y Kline, P. (2013). Workplace heterogeneity and the rise of west german wage inequality. *The Quarterly journal of economics*, 128(3):967–1015.
- Card, D., Lemieux, T., y Riddell, W. C. (2004). Unions and wage inequality. *Journal of Labor Research*, 25(4):519–559.
- DiNardo, J., Fortin, N. M., y Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, 64(5):1001–1044.
- DiNardo, J. y Lee, D. S. (2004). Economic impacts of new unionization on private sector employers: 1984–2001. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4):1383–1441.
- Etchemendy, S. (2011). *El diálogo social y las relaciones laborales en Argentina 2003-2010: Estado, sindicatos y empresarios en perspectiva comparada*. OIT.
- Etchemendy, S. y Berins Collier, R. (2008). Golpeados pero de pie: resurgimiento sindical y neocorporativismo segmentado en argentina (2003-2007). *Postdata*, (13):145–192.
- Farber, H. S., Herbst, D., Kuziemko, I., y Naidu, S. (2018). Unions and inequality over the twentieth century: New evidence from survey data. Technical report, National Bureau of Economic Research.

- Firpo, S., Fortin, N., y Lemieux, T. (2009a). Supplement to ‘unconditional quantile regressions’. *Econometrica Supplemental Material*, 77.
- Firpo, S., Fortin, N., y Lemieux, T. (2018). Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics*, 6(2):28.
- Firpo, S., Fortin, N. M., y Lemieux, T. (2009b). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3):953–973.
- Fortin, N., Lemieux, T., y Firpo, S. (2011). Decomposition methods in economics. In *Handbook of labor economics*, volume 4, pages 1–102. Elsevier.
- Frandsen, B. (2013). The surprising impacts of unionization on establishments: Accounting for selection in close union representation elections. *Manuscript. Department of Economics, Brigham Young University*.
- Frandsen, B. R. (2012). Why unions still matter: The effects of unionization on the distribution of employee earnings. *Manuscript. Cambridge, MA: MIT*.
- Frandsen, B. R. (2017). Party bias in union representation elections: Testing for manipulation in the regression discontinuity design when the running variable is discrete. In *Regression Discontinuity Designs: Theory and Applications*, pages 281–315. Emerald Publishing Limited.
- Freeman, R. B. (1980). Unionism and the dispersion of wages. *ILR Review*, 34(1):3–23.
- Freeman, R. B. (2010). Labor regulations, unions, and social protection in developing countries: market distortions or efficient institutions? In *Handbook of Development Economics*, volume 5, pages 4657–4702. Elsevier.
- Hirsch, B. y Müller, S. (2018). Firm wage premia, industrial relations, and rent sharing in germany. *Industrial Relations, and Rent Sharing in Germany (February 15, 2018). CESifo Working Paper Series*, (6890).
- Khamis, M. (2013). Does the minimum wage have a higher impact on the informal than on the formal labour market? evidence from quasi-experiments. *Applied Economics*, 45(4):477–495.
- Lee, D. S. y Mas, A. (2012). Long-run impacts of unions on firms: New evidence from financial markets, 1961–1999. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1):333–378.
- Lemieux, T. (1998). Estimating the effects of unions on wage inequality in a panel data model with comparative advantage and nonrandom selection. *Journal of Labor Economics*, 16(2):261–291.
- Lewis, H. G. (1986). Union relative wage effects. *Handbook of labor economics*, 2:1139–1181.
- Magruder, J. R. (2012). High unemployment yet few small firms: The role of centralized bargaining in south africa. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(3):138–66.
- Manning, A. (2011). Imperfect competition in the labor market. In *Handbook of labor economics*, volume 4, pages 973–1041. Elsevier.
- Naidu, S., Posner, E. A., y Weyl, G. (2018). Antitrust remedies for labor market power. *Harv. L. Rev.*, 132:536.

- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, pages 693–709.
- Palomino, H. y Trajtemberg, D. (2006). Una nueva dinámica de las relaciones laborales y la negociación colectiva en la argentina. *Revista de trabajo*, 2(3):47–68.
- Rees, A. (1963). The effects of unions on resource allocation. *The Journal of Law and Economics*, 6:69–78.
- Rios-Avila, F. y Hirsch, B. T. (2014). Unions, wage gaps, and wage dispersion: new evidence from the americas. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 53(1):1–27.
- Rose, N. L. (1987). Labor rent sharing and regulation: Evidence from the trucking industry. *Journal of Political Economy*, 95(6):1146–1178.
- Song, J., Price, D. J., Guvenen, F., Bloom, N., y Von Wachter, T. (2019). Firming up inequality. *The Quarterly journal of economics*, 134(1):1–50.
- Trajtemberg, D. (2009). El impacto de la determinación colectiva de salarios sobre la dispersión salarial. *Trabajo, Ocupación y Empleo, Serie Estudios Laborales*, (8).
- Visser, J., Hayter, S., y Gammarano, R. (2015). *Trends in Collective Bargaining Coverage: Stability, Erosion Or Decline?: Labour Relations and Collective Bargaining*. ILO.
- Yilmaz, E. y San, S. (2017). Wage gap and dispersion in a partially unionized structure in turkey. *Empirical Economics*, 52(2):577–597.
- Yun, M.-S. (2005). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic inquiry*, 43(4):766–772.

Apéndice A

En el presente apéndice volcamos textualmente las preguntas de la ENES que refieren a las variables de sindicalización y cobertura por convenio colectivo. Las preguntas (solo para quienes son trabajadores en relación de dependencia) son:

- ¿Está afiliado a un sindicato?
- En este trabajo tiene (registrar todo lo que tenga):
 1. Vacaciones pagas
 2. Obra social
 3. Aguinaldo
 4. Salario familiar
 5. Días pagos por enfermedad
 - 6. Convenio colectivo**
 7. Ninguna.

Apéndice B

Para analizar la precisión de la ENES en la captación de las principales variables del mercado laboral argentino, la Tabla B1 muestra valores promedio en variables relevantes del mercado de trabajo para la mencionada encuesta y la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), la principal encuesta de hogares de Argentina. La comparación se realiza contra el segundo semestre de 2014, contra el primer semestre de 2015 y contra estos dos semestres en conjunto debido al periodo en el que se realizó la ENES (como se explica en la Sección 3).

La Tabla muestra que no existen importantes diferencias entre la ENES y la EPH en variables relevantes para la determinación de los salarios y para el mercado laboral. Los años de educación difieren en menos de 0.7 años promedio entre las encuestas, la edad promedio difiere sólo en 1.5 años aproximadamente, la proporción de hombres y casados es virtualmente la misma. Las tasas de ocupación, desempleo e informalidad tampoco presentan grandes diferencias, respectivamente de aproximadamente 5, 0.3 y 2.8 puntos porcentuales. El logaritmo del ingreso horario tampoco presenta grandes diferencias, en promedio de 1.1 %. Las mayores diferencias las presentan (el log de) las horas trabajadas con un 10 % de diferencia y, el (log del) ingreso per capita familiar con una diferencia aproximada de 8 %. Al respecto de este último, la diferencia cae a 1.1 % al comparar la ENES contra los valores de la EPH del último semestre de 2014, por lo que las diferencias podrían deberse a que haya mas individuos encuestados en el 2do semestre 2014 en la ENES. Finalmente, ninguna de las ramas presenta grandes diferencias en la proporción de individuos que contienen entre las encuestas.

Tabla B1: Comparación entre indicadores obtenidos en base a la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) y la Encuesta Nacional sobre la Estructura Social (ENES)

	EPH			ENES
	S2-2014 y S1-2015	S2-2014	S1-2015	
Años de educación	9.374	9.362	9.386	8.682
Hombre	0.482	0.482	0.482	0.483
Edad	34.362	34.260	34.463	32.879
Casado	0.247	0.248	0.246	0.263
Tasa de ocupación (%)	53.3	53.7	53.0	58.4
Tasa de desempleo (%)	6.9	7.0	6.8	7.2
Tasa de informalidad (%)	33.0	33.5	32.6	35.8
Horas trabajadas (en logs)	3.524	3.524	3.525	3.416
Ingreso horario (en logs)	3.529	3.462	3.597	3.540
ipcf (en logs)	7.948	7.878	8.017	7.867
<i>Sector de actividad</i>				
Industria manufacturera	0.137	0.138	0.136	0.113
Construcción	0.092	0.092	0.091	0.114
Comercio y alojamiento	0.192	0.191	0.193	0.189
Transporte y almacenamiento	0.071	0.069	0.073	0.066
Servicios financieros, de limpieza y profesionales	0.095	0.097	0.094	0.094
Educación, salud y servicios sociales no públicos	0.066	0.068	0.064	0.058
Actividades y servicios domésticos	0.074	0.074	0.073	0.086
Sector público	0.163	0.161	0.166	0.142
Otros servicios	0.110	0.109	0.110	0.137
Observaciones	242,650	122,477	120,173	27,610

Fuente. Elaboración propia sobre la base de datos de ENES-PISAC (2014) y EPH.

Notas. Los sectores de actividad se definen a cuatro dígitos de la Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Socio-demográficas del Mercosur (CAES MERCOSUR Argentina). Las actividades económicas se agrupan en 9 sectores ampliamente definidos, los nombres de cada sector intentan ser autoexplicativos. Sector público está principalmente compuesto por enseñanza, administración pública y salud públicos. Otros servicios está compuesto principalmente por generación, transmisión y distribución de energía eléctrica; extracción de petróleo crudo y gas natural; actividades de juegos de azar; y recolección, tratamiento y eliminación de desechos.

La Tabla B2 busca analizar las heterogeneidades en la tasa de cobertura de los CCT a lo largo de los sectores para estudiar las razones detrás de las bajas tasas de cobertura entre trabajadores registrados. En casi todos los sectores la mínima tasa de cobertura se alcanza para los empleados de las empresas más chicas y con menos de 5 años de antigüedad (concentrándose las menores tasas de cobertura en el intervalo de 1 a 5 años de antigüedad). Esto evidencia la poca protección que reciben los empleados jóvenes y de pequeñas empresas, convirtiéndose este en uno de los potenciales determinantes para las bajas tasas de protección de asalariados formales. A este respecto los sectores más afectados son los de construcción y comercio. En este mismo sentido, las menores tasas de cobertura para hombres se presentan en el sector de construcción, comercio y salud, educación y servicios sociales no públicos. Un patrón similar se presenta para los/las jefes o jefas y los individuos casados/as, sumándose el sector de actividades y servicios domésticos al conjunto de sectores con las tasas más bajas.

Tabla B2: Tasas de cobertura sectoriales

	Industria manufacturera	Construcción	Comercio y alojamiento	Transporte y almacenamiento	Servicios financieros, de limpieza y profesionales	Salud, educ. y serv. soc. no públicos	Actividades y serv. domésticos	Sector público	otros serv.
Hombre	55.77	41.55	42.94	54.72	69.56	35.26	0.00	52.43	56.89
Jefe/a	55.83	45.18	40.15	53.77	71.30	41.42	35.15	56.62	55.45
Casado/a	56.39	32.29	39.19	59.60	75.00	44.61	39.49	51.14	52.62
<i>Tamaño firma</i>									
≤ 10 empleados	40.61	31.88	35.91	47.79	71.72	49.17	29.09	45.02	52.14
11 – 25	49.58	52.80	35.52	60.84	72.72	59.91	0.00	55.08	57.91
26 – 49	62.50	43.63	60.41	55.12	33.63	73.11	0.00	53.58	60.41
≥ 50	60.33	43.50	40.55	63.29	70.55	35.40	0.00	57.51	58.77
<i>Antigüedad</i>									
< 1 año	58.01	42.61	33.97	62.56	76.70	85.93	10.23	39.89	88.81
1 – 5 años	48.33	29.53	31.44	37.20	60.15	53.67	24.88	45.32	52.67
> 5 años	57.21	49.00	50.99	65.72	68.99	45.43	31.78	57.54	51.31

Fuente. Elaboración propia sobre la base de datos de ENES-PISAC (2014).

Notas. Los sectores de actividad se definen a cuatro dígitos de la Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Socio-demográficas del Mercosur (CAES MERCOSUR Argentina). Las actividades económicas se agrupan en 9 sectores ampliamente definidos, los nombres de cada sector intentan ser autoexplicativos. Sector público está principalmente compuesto por enseñanza, administración pública y salud públicos. Otros servicios está compuesto principalmente por generación, transmisión y distribución de energía eléctrica; extracción de petróleo crudo y gas natural; actividades de juegos de azar; y recolección, tratamiento y eliminación de desechos.

Apéndice C

Tabla C1: Estadísticas descriptivas: estatus de afiliación sindical

	No Afiliado (I)	Afiliado (II)	Dif. (II) - (I)	p-valor	Tasa de afiliación (%)
Salario horario (log)	3.83	3.92	0.09	0.00	-
Años de educación	12.53	12.16	-0.38	0.01	-
Edad	38.90	40.80	1.90	0.00	-
Hombre	0.54	0.60	0.06	0.00	45.21
Jefe/a de hogar	0.57	0.70	0.13	0.00	47.51
Casado/a	0.42	0.43	0.01	0.41	43.34
<i>Tamaño de firma</i>					
≤ 10 empleados	0.34	0.27	-0.07	0.00	37.11
11 – 25 empleados	0.14	0.17	0.03	0.04	46.82
26 – 49 empleados	0.13	0.15	0.01	0.31	44.70
≥ 50 empleados	0.39	0.41	0.03	0.09	44.26
<i>Antigüedad</i>					
< 1 año	0.12	0.06	-0.06	0.00	26.41
1 – 5 años	0.34	0.25	-0.09	0.00	35.30
> 5 años	0.54	0.69	0.15	0.00	48.67
<i>Sector de actividad</i>					
Industria manufacturera	0.13	0.16	0.03	0.04	46.95
Construcción	0.05	0.05	0.00	0.76	43.68
Comercio y alojamiento	0.16	0.12	-0.03	0.01	36.43
Transporte y almacenamiento	0.06	0.10	0.03	0.00	53.08
Servicios financieros, de limpieza y profesionales	0.12	0.11	-0.01	0.36	40.27
Educación, salud y servicios sociales no públicos	0.10	0.05	-0.05	0.00	27.54
Actividades y servicios domésticos	0.06	0.01	-0.04	0.00	14.72
Sector público	0.27	0.31	0.04	0.00	48.21
Otros servicios	0.05	0.09	0.04	0.00	55.12
Total cubiertos	-	-	-	-	42.49
Observaciones	1,705	1,427	-	-	-

Fuente. Elaboración propia sobre la base de datos de ENES-PISAC (2014).

Notas. Los sectores de actividad se definen a cuatro dígitos de la Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Socio-demográficas del Mercosur (CAES MERCOSUR Argentina). Las actividades económicas se agrupan en 9 sectores ampliamente definidos, los nombres de cada sector intentan ser autoexplicativos. Sector público está principalmente compuesto por enseñanza, administración pública y salud públicos. Otros servicios está compuesto principalmente por generación, transmisión y distribución de energía eléctrica; extracción de petróleo crudo y gas natural; actividades de juegos de azar; y recolección, tratamiento y eliminación de desechos.

Apéndice D

Tabla D1: Modelo *logit* para la probabilidad de convenio colectivo

Variables	
Hombre	0.159* (0.0944)
Jefe de hogar	0.0781 (0.0863)
Educación	0.0273** (0.0120)
Edad	0.0108** (0.00419)
Casado	-0.0633 (0.0813)
Sector Público	0.222 (0.148)
Tamaño empresa: 11 - 25 empleados	0.153 (0.117)
Tamaño empresa: 36 - 49 empleados	0.246** (0.124)
Tamaño empresa: más de 50 empleados	0.265*** (0.0972)
Calificación: técnicos	0.114 (0.160)
Calificación: operarios	0.197 (0.160)
Calificación: no calificados	0.193 (0.186)
Antigüedad: entre 1 y 5 años	-0.117 (0.147)
Antigüedad: más de 5 años	0.176 (0.149)
Observaciones	3,138

Note 1. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Standard errors in parentheses.

Note 2. En el tamaño de la empresa el grupo base son las empresas con hasta 10 empleados, en la calificación del puesto de trabajo lo son los profesionales y en la antigüedad los de menos de un año. Las variables de sector de actividad y región se omiten por simplicidad.

Tabla D2: Modelo *logit* para la probabilidad de sindicalización

Variables	
Hombre	-0.0277 (0.0936)
Jefe de hogar	0.227*** (0.0862)
Educación	-0.0288** (0.0119)
Edad	0.000411 (0.00415)
Casado	0.0700 (0.0807)
Sector Público	0.305** (0.145)
Tamaño empresa: 11 - 25 empleados	0.303*** (0.116)
Tamaño empresa: 36 - 49 empleados	0.203 (0.124)
Tamaño empresa: más de 50 empleados	0.283*** (0.0968)
Calificación: técnicos	0.517*** (0.162)
Calificación: operarios	0.480*** (0.162)
Calificación: no calificados	0.658*** (0.188)
Antigüedad: entre 1 y 5 años	0.408*** (0.155)
Antigüedad: más de 5 años	0.828*** (0.156)
Observaciones	3,137

Note 1. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Standard errors in parentheses.

Note 2. En el tamaño de la empresa el grupo base son las empresas con hasta 10 empleados, en la calificación del puesto de trabajo lo son los profesionales y en la antigüedad los de menos de un año. Las variables de sector de actividad y región se omiten por simplicidad.

Figura D1: Funciones de densidad estimadas para la probabilidad predicha de estar bajo convenio

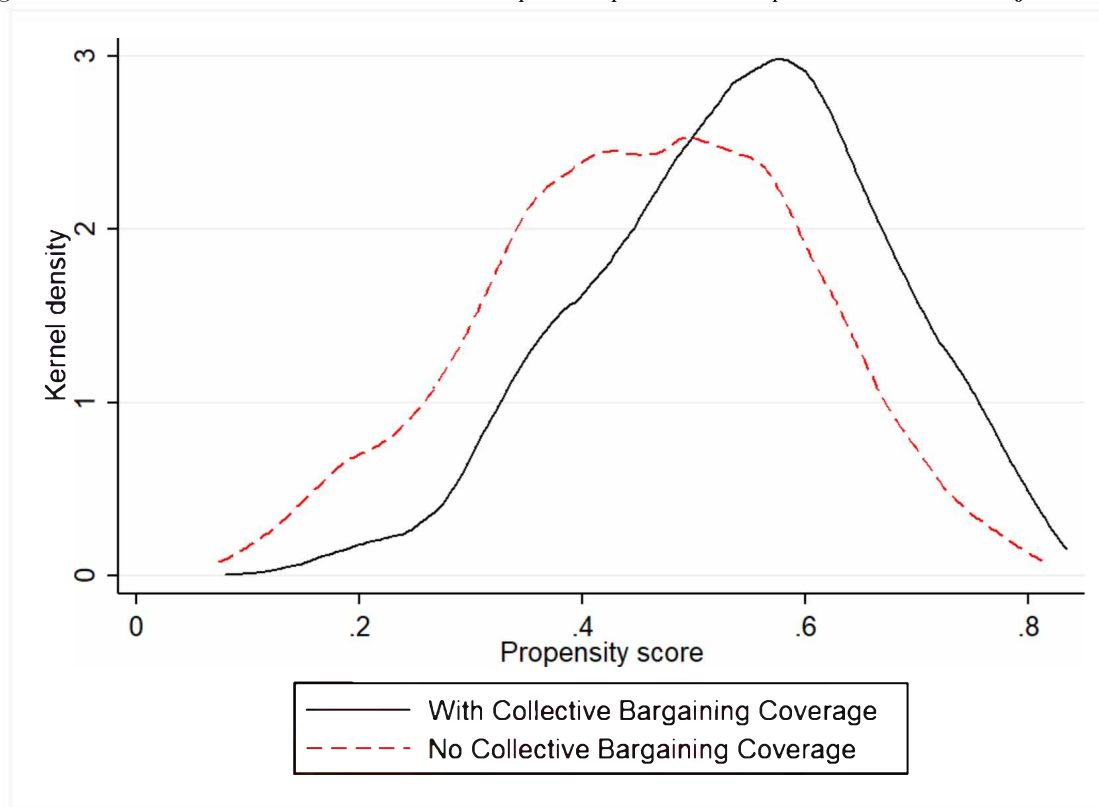
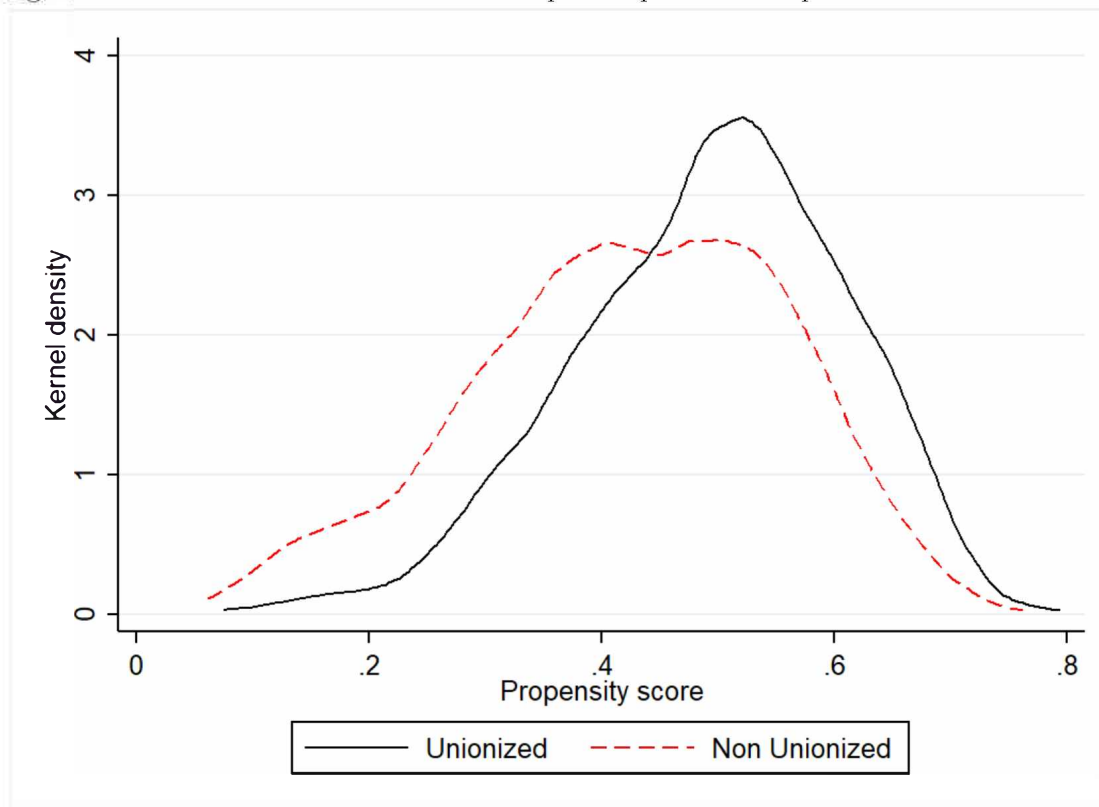


Figura D2: Funciones de densidad estimadas para la probabilidad predicha de sindicalización



Apéndice E

Tabla E1: Resultados de la descomposición de la brecha salarial entre trabajadores cubiertos y no cubiertos por convenio colectivo de trabajo

	Media	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
Brecha total	-0.194*** (0.025)	-0.320*** (0.043)	-0.247*** (0.027)	-0.187*** (0.023)	-0.114*** (0.029)	-0.100** (0.048)
Efecto estructura salarial	-0.084*** (0.025)	-0.206*** (0.047)	-0.157*** (0.028)	-0.078*** (0.024)	-0.008 (0.026)	0.037 (0.044)
Efecto composición	-0.110*** (0.017)	-0.114*** (0.027)	-0.090*** (0.022)	-0.109*** (0.018)	-0.107*** (0.021)	-0.137*** (0.031)

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar entre paréntesis calculados por bootstrap con 500 replicas.

Contrafactual: características individuales de trabajadores no cubiertos por convenio colectivo de trabajo remuneradas como si estuvieran cubiertos.

Tabla E2: Brechas en la desigualdad entre individuos con y sin CCT: resultados de la descomposición

	Varianza	Q5010	Q9050	Q9010	Gini	Atk(.5)	Atk(1)	Atk(2)
Brecha total	0.079** (0.033)	0.078*** (0.018)	0.035*** (0.012)	0.142*** (0.027)	0.015 (0.017)	0.005 (0.012)	0.017 (0.018)	0.039* (0.023)
Efecto estructura salarial	0.062 (0.039)	0.067*** (0.021)	0.036*** (0.013)	0.129*** (0.030)	0.008 (0.018)	-0.003 (0.014)	0.007 (0.020)	0.024 (0.028)
Efecto composición	0.016 (0.023)	0.011 (0.012)	-0.001 (0.008)	0.012 (0.016)	0.008 (0.009)	0.007 (0.007)	0.010 (0.010)	0.015 (0.016)

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar entre paréntesis calculados por bootstrap con 500 replicas.

Contrafactual: características individuales de trabajadores no cubiertos por convenio colectivo de trabajo remuneradas como si estuvieran cubiertos.

Apéndice F

Tabla F1: Descomposición detallada de brechas salariales: coeficientes del efecto estructura salarial

CCT	Media	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
Años de educación	-0.197** (0.096)	-0.265 (0.195)	0.116 (0.125)	-0.020 (0.101)	-0.195* (0.119)	-0.411** (0.200)
Hombre	0.012 (0.034)	-0.017 (0.062)	-0.015 (0.044)	0.022 (0.037)	0.053 (0.044)	0.007 (0.072)
Edad	-0.118 (0.121)	-0.175 (0.216)	-0.162 (0.142)	-0.084 (0.114)	-0.018 (0.152)	0.211 (0.252)
Afiliación sindical	Media	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
Años de educación	0.045 (0.106)	-0.087 (0.223)	0.202 (0.140)	0.145 (0.110)	0.023 (0.128)	-0.078 (0.195)
Hombre	0.006 (0.032)	0.046 (0.049)	0.024 (0.040)	-0.014 (0.038)	0.029 (0.047)	-0.048 (0.080)
Edad	-0.068 (0.116)	-0.050 (0.213)	-0.057 (0.134)	-0.135 (0.125)	-0.142 (0.158)	0.207 (0.260)

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar entre paréntesis calculados por bootstrap con 500 replicas. CCT son siglas para Convenio colectivo de Trabajo

Tabla F2: Descomposición detallada de brechas de desigualdad salarial: coeficientes del efecto estructura salarial

CCT	Varianza	Q5010	Q9050	Q9010	Gini	Atk(.5)	Atk(1)	Atk(2)
Años de educación	-0.076 (0.130)	0.245 (0.202)	-0.391** (0.191)	-0.147 (0.277)	-0.106* (0.062)	-0.067 (0.046)	-0.089 (0.066)	-0.039 (0.089)
Hombre	-0.041 (0.049)	0.039 (0.065)	-0.016 (0.072)	0.023 (0.091)	-0.016 (0.025)	-0.016 (0.018)	-0.022 (0.026)	-0.034 (0.033)
Edad	0.252 (0.170)	0.091 (0.217)	0.296 (0.241)	0.386 (0.301)	0.060 (0.083)	0.047 (0.065)	0.083 (0.090)	0.204* (0.124)
Afiliación sindical	Varianza	Q5010	Q9050	Q9010	Gini	Atk(.5)	Atk(1)	Atk(2)
Años de educación	-0.077 (0.129)	0.232 (0.214)	-0.223 (0.196)	0.009 (0.280)	-0.103* (0.060)	-0.075* (0.045)	-0.095 (0.064)	-0.070 (0.087)
Hombre	-0.096** (0.045)	-0.060 (0.056)	-0.033 (0.078)	-0.093 (0.092)	-0.037* (0.021)	-0.026* (0.015)	-0.042* (0.022)	-0.066** (0.029)
Edad	0.067 (0.162)	-0.085 (0.215)	0.341 (0.247)	0.257 (0.323)	0.029 (0.069)	0.027 (0.052)	0.037 (0.075)	0.086 (0.113)

Notas. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar entre paréntesis calculados por bootstrap con 500 replicas. CCT son siglas para Convenio colectivo de Trabajo

Apéndice G

Figura G1: Coeficientes de la variable de afiliación sindical en la regresión por cuantiles no condicionales, variable dependiente: salario horario (logs)

